

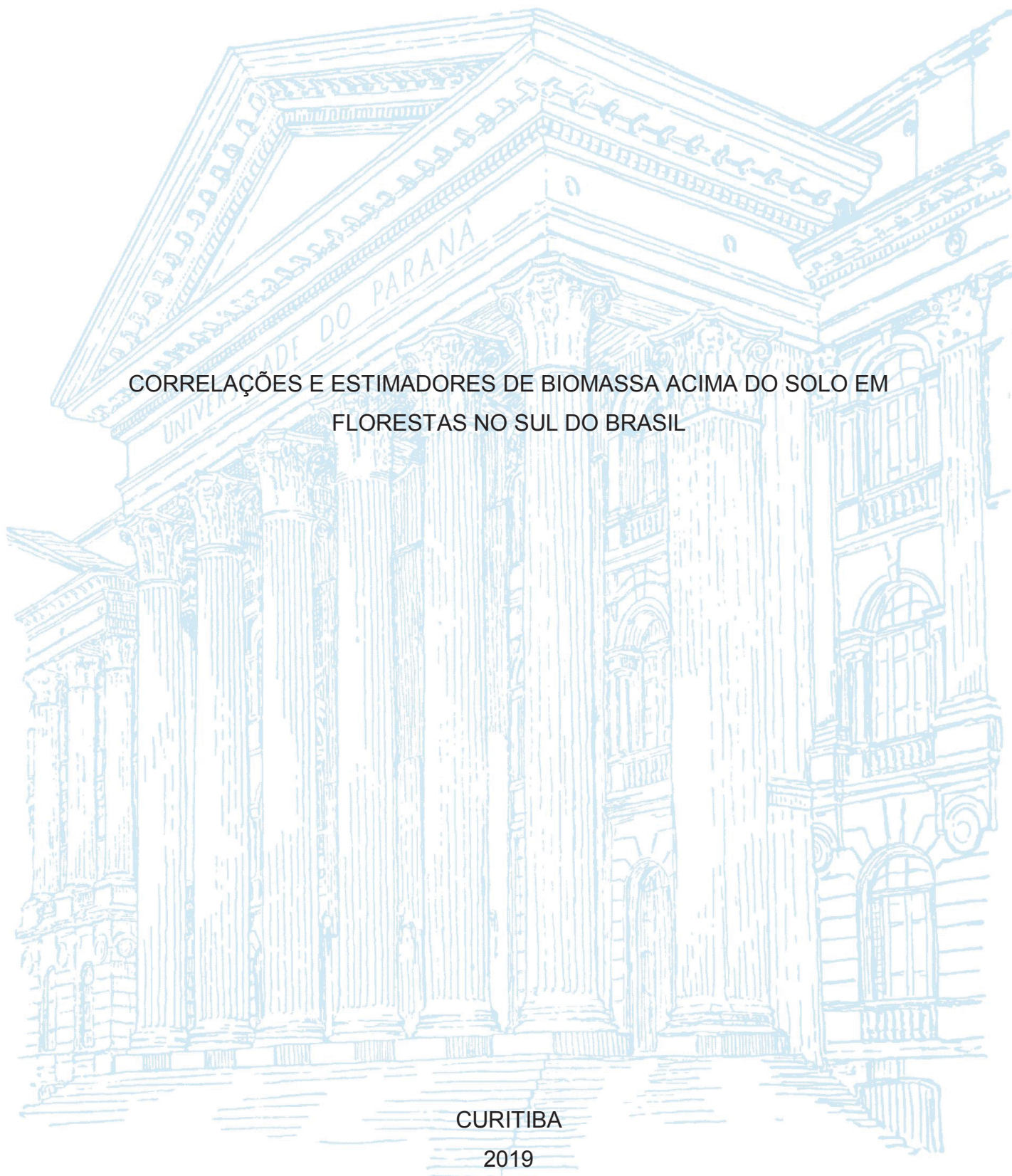
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ

JONATHAN WILLIAM TRAUTENMÜLLER

CORRELAÇÕES E ESTIMADORES DE BIOMASSA ACIMA DO SOLO EM
FLORESTAS NO SUL DO BRASIL

CURITIBA

2019



JONATHAN WILLIAM TRAUTENMÜLLER

CORRELAÇÕES E ESTIMADORES DE BIOMASSA ACIMA DO SOLO EM
FLORESTAS NO SUL DO BRASIL

Tese apresentada ao Curso de Pós-Graduação em Engenharia Florestal, do Setor de Ciências Agrárias, da Universidade Federal do Paraná, como requisito parcial à obtenção do título de Doutor em Engenharia Florestal.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientadores: Prof. Dr. Rafaelo Balbinot
Prof^a. Dr^a. Ana Paula Dalla Corte

CURITIBA

2019

Ficha catalográfica elaborada pela
Biblioteca de Ciências Florestais e da Madeira - UFPR

Trautenmüller, Jonathan William

Correlações e estimadores de biomassa acima do solo em florestas
no Sul do Brasil / Jonathan William Trautenmüller. – Curitiba, 2019.
109 f. : il.

Orientador: Prof. Dr. Sylvio Péllico Netto

Coorientadores: Prof. Dr. Rafaelo Balbinot

Profa. Dra. Ana Paula Dalla Corte

Tese (Doutorado) - Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências
Agrárias, Programa de Pós-Graduação em Engenharia Florestal. Defesa:
Curitiba, 01/03/2019.

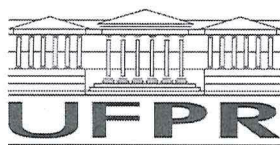
Área de concentração: Manejo Florestal.

1. Dendrometria – Brasil, Sul. 2. Biomassa vegetal – Modelos
matemáticos. 3. Florestas – Medição – Modelos matemáticos. 4. Teses. I.
Péllico Netto, Sylvio. II. Balbinot, Rafaelo. III. Dalla Corte, Ana Paula. IV.
Universidade Federal do Paraná, Setor de Ciências Agrárias. V. Título.

CDD – 634.9

CDU – 634.0.5(816)

Bibliotecária: Berenice Rodrigues Ferreira – CRB 9/1160



MINISTÉRIO DA EDUCAÇÃO
SETOR SETOR DE CIÊNCIAS AGRÁRIAS
UNIVERSIDADE FEDERAL DO PARANÁ
PRÓ-REITORIA DE PESQUISA E PÓS-GRADUAÇÃO
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO ENGENHARIA
FLORESTAL - 40001016015P0

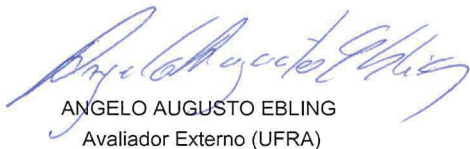
TERMO DE APROVAÇÃO

Os membros da Banca Examinadora designada pelo Colegiado do Programa de Pós-Graduação em ENGENHARIA FLORESTAL da Universidade Federal do Paraná foram convocados para realizar a arguição da tese de Doutorado de **JONATHAN WILLIAM TRAUTENMÜLLER** intitulada: **CORRELAÇÕES E ESTIMADORES DE BIOMASSA ACIMA DO SOLO EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL**, após terem inquirido o aluno e realizado a avaliação do trabalho, são de parecer pela sua aprovação no rito de defesa.

A outorga do título de doutor está sujeita à homologação pelo colegiado, ao atendimento de todas as indicações e correções solicitadas pela banca e ao pleno atendimento das demandas regimentais do Programa de Pós-Graduação.

CURITIBA, 01 de Março de 2019.


SYLVIO PÉLLICO NETTO
Presidente da Banca Examinadora


ANGELO AUGUSTO EBLING
Avaliador Externo (UFRA)


ALEXANDRE BEHLING
Avaliador Interno (UFPR)


RAFAELO BALBINOT
Avaliador Externo (UFMS)


LUCIANO FARINHA WATZLAWICK
Avaliador Externo (UNICENTRO)



A Deus,

A minha mãe Sirlei e ao

Meu pai José Carlos Frautenmüller

Dedico

“Conheça todas as teorias, domine todas as técnicas, mas ao tocar uma alma humana, seja apenas outra alma humana.”

Carl Jung

AGRADECIMENTOS

Agradeço a Deus, primeiramente, por me dar força, perseverança e este mundo repleto de possibilidades.

Ao Professor Dr. Sylvio Péllico Netto pela orientação, amizade, paciência em orientar e constante motivação para alcançar este objetivo. Obrigado pelo voto de confiança depositado quando me aceitou para realizar o Doutorado em Engenharia Florestal.

Aos Professores Dr. Rafaelo Balbinot e Dr^a. Ana Paula Dalla Corte, pelas orientações, ensinamentos, amizade e confiança depositados em mim, que foram fundamentais na realização desse trabalho.

Aos professores Dr. Alexandre Behling e Dr. Sebastião do Amaral Machado pelo incentivo, ensinamentos e pelas valiosas contribuições.

À minha família, em especial, meu pai José, minha mãe Sirlei, minha irmã Lais e meus avós, Dionísio Frederico (*in memorian*) e Ademias Hoff (*in memorian*), José Reinoldo (*in memorian*) e Zerenita Trautenmüller, que sempre contribuíram para minha educação, apoiando e incentivando em todas as minhas decisões, com suas inúmeras palavras de sabedoria e amor incondicional, além de toda confiança depositada durante o tempo que estive distante para a realização deste sonho em comum. Meu pai e minha mãe, exemplos de vida, garra e determinação, características servidas de motivação para prosseguir nessa caminhada.

À Juliane, minha namorada e companheira nessa longa jornada, pelo carinho, amor, compreensão e paciência nos momentos difíceis, pela sua força e por acreditar tanto e nunca desistir de mim.

Ao Programa de Pós-graduação em Engenharia Florestal, Área de Concentração Manejo Florestal, da Universidade Federal do Paraná pela oportunidade de realizar os estudos necessários para a conclusão do Doutorado.

À CAPES, pela concessão da bolsa no período de realização do Doutorado. À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio Grande do Sul (FAPERGS) pelo auxílio financeiro através dos processos 10/0164-5 e 10/1818-5.

A todos os professores da Pós-Graduação que contribuíram com a minha qualificação profissional, aos amigos do curso pelo companheirismo durante as atividades acadêmicas. Aos técnicos administrativos e funcionários da UFPR.

Aos amigos Sergio Costa Júnior, Myrcia Minatti, Antônio Pedro Fragoso Woycikiewicz, Jaqueline Valerius, pelas boas discussões, convivência e parceria durante este caminhar.

Aos meus colegas de laboratório: Dr. Allan Libanio Pelissari, Dr^a. Ângela Maria Klein Hentz, Dr. Ângelo Augusto Ebling, Dr. Aurélio Lourenço Rodrigues, Cristine Tagliapietra Schons, Franciele Alba da Silva, Izabele Domingues Soares, Linamara Smaniotto Ferrari, Luan Demarco Fiorentin, Lucas Dalmolin Ciarnoschi, Marcelo Bonazza, Dr. Rodrigo Otávio Veiga de Miranda, Samuel Alves da Silva, Vinicius Costa Cysneiros, pela convivência, amizade e aprendizado.

Aos demais amigos e colegas do nosso conviver diário, que não estão aqui citados, pelo incentivo e amizade. Enfim, a todos aqueles que direta ou indiretamente contribuíram para o êxito deste trabalho.

RESUMO

Um método para gerar estimativas de biomassa é o emprego de equações matemáticas, que podem ser ajustadas por diferentes técnicas. O presente trabalho teve como objetivo geral testar, analisar e comparar métodos de ajuste dos estimadores de biomassa total acima do solo e seus componentes quanto ao desempenho e a consistência biológica de suas estimativas, bem como o desmembramento das correlações simples entre as variáveis dendrométricas e alométricas, em florestas nativas no Brasil. Os dados foram provenientes de oito áreas localizadas no Paraná e Rio Grande do Sul, onde foram coletadas informações de diâmetro a 1,3 m do solo (dap), altura total, altura do fuste, altura da copa, biomassa dos componentes fuste, galhos, folhas e biomassa total acima do solo. Funções não-lineares foram ajustadas de forma independente (ENGLS) e simultânea (WNSUR), tomando-se o dap e a altura total como variáveis independentes nos modelos de regressão. Para o ajuste das equações de razão foi utilizado o volume do cilindro com base no diâmetro quadrático médio (v_{ci}) como variável independente. Para correção da heteroscedasticidade dos estimadores por razão os dados foram estratificados em dois níveis, o primeiro por classes de dap e o segundo pelo coeficiente angular do estimador por razão entre a biomassa total acima do solo e o v_{ci} . Para agrupar as árvores no segundo estrato a *posteriori* foi aplicada a análise discriminante. A correlação de Spearman foi utilizada devido a não normalidade dos dados e a análise de trilha foi aplicada para desmembrar as correlações simples nos efeitos diretos e indiretos entre as variáveis. As equações de regressão, ajustadas de forma simultânea (WNSUR), apresentaram maior eficiência e consistência biológica quando comparados com o ajuste independente. O ajuste simultâneo apresenta melhores propriedades estatísticas e biológicas para gerar estimadores de biomassa, porque em seu ajuste considera as correlações contemporâneas entre os componentes de biomassa. Os estimadores por razão propiciaram a aditividade de forma natural dos componentes de biomassa e são promissores para melhorar a precisão das estimativas. Na comparação de desempenho, os estimadores por razão foram melhores que os estimadores por regressão nas classes de diâmetro acima de 20 cm. A análise de trilha evidenciou ser interessante que os componentes de biomassa possam ser integrados nos modelos de regressão como variáveis endógenas. Assim, a análise de trilha indicou que pelo menos um componente de biomassa deve ser incluído como variável independente na modelagem da biomassa por meio de regressão.

Palavras-chave: Estimadores por regressão. Estimadores por razão. Análise de trilha. Consistência biológica. Estimadores eficientes.

ABSTRACT

One method to generate biomass estimates is the use of mathematical equations, which can be adjusted by different techniques. The aim of the present work was to test, analyze and compare methods of adjustment of the total biomass estimators aboveground and its components as to the performance and biological consistency of their estimates, as well as the dismemberment of the simple correlations between the dendrometric and allometric variables, in natural forests in Brazil. Data were collected from eight areas located in Paraná and Rio Grande do Sul, diameter at 1.30 m aboveground (*dbh*), total height, stem height, crown height, stem biomass, branches, leaves and total biomass above ground. Nonlinear functions were adjusted independently (ENGLS) and simultaneous (WNSUR), taking the *dbh* and total height as independent variables in the regression models. For the adjustment of the ratio equations, the cylinder volume based on the mean square diameter (v_{ci}) was used as the independent variable. For correction of the heteroscedasticity of the estimators by ratio the data were stratified into two levels, the first by *dbh* classes and the second by the ratio estimator between the total biomass aboveground and v_{ci} . The discriminant analysis was applied to group the trees in the second stratum a posteriori. Spearman's correlation was used due to non-normality of the data and the track analysis was applied to dismember the simple correlations in the direct and indirect effects among the variables. The regression equations, adjusted simultaneously (WNSUR), presented higher efficiency and biological consistency when compared with the independent fit. Simultaneous adjustment presents better statistical and biological properties to generate biomass estimators, because in its adjustment it considers the contemporary correlations between the biomass components. Ratio estimators have provided the natural additivity of the biomass components and are promising to improve the accuracy of estimates. In the performance comparison, the ratio estimators were better than the regression estimators in the diameter classes over 20 cm. The path analysis showed that it is interesting that the biomass components can be integrated into the regression models as endogenous variables. Thus, path analysis indicated that at least one biomass component should be included as an independent variable in the modeling of biomass by means of regression.

Key-words: Regression estimators. Ratio estimators. Path analysis. Biological consistency. Efficient estimators.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1.1 - LOCALIZAÇÃO DAS ÁREAS DE ESTUDO EM FRAGMENTOS DE FLORESTAS NATIVAS, NOS ESTADOS DO PARANÁ E RIO GRANDE DO SUL, BRASIL.	22
FIGURA 2.1 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA OS AJUSTES DE FORMA INDEPENDENTE DOS COMPONENTES FUSTE (A), GALHOS (B), FOLHAS (C) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (D) E OS RESÍDUOS PONDERADOS PARA FUSTE (E), GALHOS (F), FOLHAS (G) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (H) E PARA O AJUSTE SIMULTÂNEO DOS COMPONENTES FUSTE (I), GALHOS (J), FOLHAS (K) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (L) E OS RESÍDUOS PONDERADOS PARA FUSTE (M), GALHOS (N), FOLHAS (O) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (P), EM FUNÇÃO DO DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (<i>dap</i>).....	38
FIGURA 2.2 - RELAÇÃO ENTRE OS VALORES DE BIOMASSA OBSERVADOS E ESTIMADOS PONDERADOS, POR MEIO DO AJUSTE INDEPENDENTE PARA OS COMPONENTES FUSTE (A), GALHOS (B), FOLHAS (C) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (D) E SIMULTÂNEO PARA OS COMPONENTES FUSTE (E), GALHOS (F), FOLHAS (G) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (H) EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.....	40
FIGURA 2.3 - NÃO ADITIVIDADE DA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO ESTIMADA POR MEIO DO AJUSTE INDEPENDENTE EM FUNÇÃO DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (<i>dap</i>) EM ÁRVORES DE FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.....	43
FIGURA 2.4 – PRECISÕES DOS INTERVALOS DE CONFIANÇA PARA AS ESTIMATIVAS DE BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (D) E SEUS COMPONENTES FUSTE (A), GALHOS (B) E FOLHAS (C) PELO AJUSTE INDEPENDENTE (ENGLS) E SIMULTÂNEO (WNSUR) EM FUNÇÃO DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (<i>dap</i>) EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL.....	44
FIGURA 2.5 - INTERVALOS DE CONFIANÇA DA MÉDIA PARA OS COMPONENTES E A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO	

ESTIMADA POR MEIO DO AJUSTE INDEPENDENTE (A, B, C E D) E SIMULTÂNEO (E, F, G E H) EM FUNÇÃO DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (<i>dap</i>) EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	44
FIGURA 3.1 - ESQUEMA DA ESTRATIFICAÇÃO EM DOIS ESTÁGIOS, O PRIMEIRO ESTÁGIO DE ESTRATIFICAÇÃO É POR CLASSES DE DIÂMETRO (<i>dap</i>) E AS DIFERENTES CORES DENTRO DA CLASSE DE DIÂMETRO SIMBOLIZA A ESTRATIFICAÇÃO POR CLASSES DO COEFICIENTE ANGULAR DA RAZÃO ENTRE A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E O VOLUME DO CILINDRO, COM BASE NO DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO. ...	60
FIGURA 3.2 - RESÍDUOS DA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E DOS SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL) OBTIDOS POR ESTIMADORES POR RAZÃO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.....	63
FIGURA 3.3 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 5,0 A 7,49 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (<i>dap</i>) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	67
FIGURA 3.4 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 7,5 A 9,99 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (<i>dap</i>) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	68
FIGURA 3.5 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 10,0 A 14,99 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (<i>dap</i>) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS),	

GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	68
FIGURA 3.6 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 15,0 A 19,99 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (<i>dap</i>) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	69
FIGURA 3.7 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 20,0 A 39,99 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (<i>dap</i>) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	69
FIGURA 3.8 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO MAIOR QUE 40,0 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (<i>dap</i>) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	70
FIGURA 4.1 - AVALIAÇÃO DO AJUSTE DE DISTRIBUIÇÃO NORMAL DAS VARIÁVEIS DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO (A), ALTURA TOTAL (B) E BIOMASSA DO FUSTE (C), GALHOS (D) E FOLHAS (E) E BIOMASSA AÉREA TOTAL ACIMA DO SOLO (F).	88
FIGURA 4.2 - RELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO (<i>dap</i>), ALTURA TOTAL (<i>h</i>) E BIOMASSA DO FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL) E BIOMASSA AÉREA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT).	90

LISTA DE TABELAS

TABELA 1.1 – DETALHES DOS FRAGMENTOS DE FLORESTAS NO SUL DO BRASIL, QUE CONSTITUEM O BANCO DE DADOS.....	23
TABELA 1.2 – LISTA DE ESPÉCIES DO BANCO DE DADOS E SUAS FAMÍLIAS EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL, COM OS CÓDIGOS UTILIZADOS NA ANÁLISE DISCRIMINANTE.	25
TABELA 2.1 - ESTIMADORES POR REGRESSÃO AJUSTADOS DE FORMA INDEPENDENTE (11-14) E SIMULTÂNEA (15-18) PARA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (\hat{y}_{Total}) E SEUS COMPONENTES FUSTE (\hat{y}_{Fuste}), GALHOS (\hat{y}_{Galhos}) E FOLHAS (\hat{y}_{Folhas}) EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL.	36
TABELA 2.2 – ESTIMADORES DOS PESOS APLICADOS NA PONDERAÇÃO DAS EQUAÇÕES AJUSTADAS PELOS DOIS PROCEDIMENTOS PARA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (\hat{y}_{Total}) E SEUS COMPONENTES FUSTE (\hat{y}_{Fuste}), GALHOS (\hat{y}_{Galhos}) E FOLHAS (\hat{y}_{Folhas}) EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL.	37
TABELA 2.3 - ESTIMADORES POR REGRESSÃO PONDERADOS AJUSTADOS DE FORMA INDEPENDENTE (23-26) E SIMULTÂNEA (27-30) PARA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (\hat{y}_{Total}) E SEUS COMPONENTES FUSTE (\hat{y}_{Fuste}), GALHOS (\hat{y}_{Galhos}) E FOLHAS (\hat{y}_{Folhas}) EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL.	38
TABELA 3.1 - ESTIMADORES POR RAZÃO PARA TODO O BANCO DE DADOS COM SUAS PRECISÕES, DA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO E SEUS COMPONENTES FUSTE, GALHOS E FOLHAS EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.....	62
TABELA 3.2 – PRIMEIRA FUNÇÃO DISCRIMINANTE OBTIDA PARA CADA CLASSE DE DIÂMETRO A 1,3 m DO SOLO (dap) E PERCENTAGEM DE ACERTO (PC %) NO SEGUNDO ESTÁGIO DE ESTRATIFICAÇÃO, EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	64
TABELA 3.3 - ESTIMADORES POR RAZÃO PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E DOS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL) NOS ESTÁGIOS DE ESTRATIFICAÇÃO, CLASSES	

DE DIÂMETRO (1º) E COEFICIENTE ANGULAR (2º) ENTRE BT E VOLUME DO CILINDRO COM BASE NO DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO.	65
TABELA 3.4 - ERROS PADRÕES DOS ESTIMADORES NAS CLASSES DE DIÂMETRO PARA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), OBTIDOS POR MEIO DA RAZÃO E DO PROCEDIMENTO WNSUR (CAPÍTULO 1) EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	66
TABELA 3.5 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (WNSUR) PARA O COMPONENTE BIOMASSA DO FUSTE, NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	71
TABELA 3.6 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (WNSUR) PARA O COMPONENTE BIOMASSA DOS GALHOS, NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	72
TABELA 3.7 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (WNSUR) PARA O COMPONENTE BIOMASSA DAS FOLHAS, NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.	73
TABELA 3.8 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (WNSUR) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO, NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL. .	74
TABELA 4.1 - CORRELAÇÃO DE SPEARMAN ENTRE AS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS, COMPONENTES DE BIOMASSA (FUSTE, GALHOS E FOLHAS) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO EM FLORESTA SUBTROPICAL NO SUL DO BRASIL.	88
TABELA 4.2 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS, COMPONENTES DE BIOMASSA (FUSTE, GALHOS E FOLHAS) E	

BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.....	89
TABELA 4.3 - DESDOBRAMENTO DOS EFEITOS DIRETOS E INDIRETO DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS E ALOMÉTRICAS SOBRE OS COMPONENTES DE BIOMASSA E BIOMASSA AÉREA TOTAL....	91

SUMÁRIO

1	ASPECTOS GERAIS DA PESQUISA.....	18
1.1	INTRODUÇÃO GERAL	18
1.2	HIPÓTESES.....	21
1.2	OBJETIVO GERAL	21
1.3	OBJETIVOS ESPECÍFICOS	21
1.4	BANCO DE DADOS.....	21
1.5	ESPÉCIES DO BANCO DE DADOS UTILIZADAS.....	24
1.6	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	27
2	ESTIMADORES POR REGRESSÃO PARA BIOMASSA ACIMA DO SOLO E SEUS COMPONENTES EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL	29
	RESUMO	29
	ABSTRACT	30
2.1	INTRODUÇÃO	30
2.2	MATERIAL E MÉTODOS	32
2.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	35
2.3.1	COMPARAÇÃO DOS AJUSTES INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO	41
2.4	CONCLUSÕES.....	45
2.5	REFERÊNCIAS.....	45
3	ESTIMADORES POR RAZÃO PARA BIOMASSA ACIMA DO SOLO E SEUS COMPONENTES EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.....	50
	RESUMO	50
	ABSTRACT.....	51
3.1	INTRODUÇÃO	52
3.2	MATERIAL E MÉTODOS.....	55
3.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	62

3.4	CONCLUSÕES	76
3.5	REFERÊNCIAS.....	77
4	CORRELAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS E ALOMÉTRICAS EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL	82
	RESUMO	82
	ABSTRACT	82
4.1	INTRODUÇÃO	83
4.2	MATERIAL E MÉTODOS	86
4.3	RESULTADOS E DISCUSSÃO	87
4.4	CONCLUSÕES	93
4.5	REFERÊNCIAS.....	94
5	CONSIDERAÇÕES E RECOMENDAÇÕES FINAIS.....	99
	REFERÊNCIAS GERAIS	100
	APÊNDICE 1 – LISTA DE FUNÇÕES VOLUMÉTRICAS CONCORRENTES AJUSTADAS COM VARIÁVEIS DE INCLUSÃO (x), AUTOR E ANO DE PUBLICAÇÃO	109

1 ASPECTOS GERAIS DA PESQUISA

1.1 INTRODUÇÃO GERAL

A biomassa vegetal é uma variável biométrica que permite compreender a dinâmica e o fluxo do carbono nas florestas, principalmente em florestas nativas. O termo biomassa florestal se refere a toda massa vegetal que compõem as florestas, mas frequentemente está associada à porção arbórea, ou seja, toda massa vegetal viva das árvores abaixo e acima do solo. A biomassa das raízes é difícil de mensurar e mais dispendiosa que a porção acima do solo e, em função desse contexto, o presente trabalho abordará apenas a fração de biomassa florestal acima do solo.

Estudos com biomassa florestal podem estar associados a diversas finalidades, como a ciclagem de nutrientes, produção energética, mudanças climáticas, fixação de carbono e crescimento da floresta, em qualquer um dos casos é fundamental para o planejamento florestal. No Brasil destacam-se as demandas nos contextos energético, avaliação da neutralização de carbono e aprofundamento da compreensão dos processos dinâmicos que ocorrem nos ecossistemas florestais ao longo de um ciclo produtivo. Nas florestas nativas a avaliação do crescimento de biomassa é importante para gerenciamento dos planos de manejo sustentados, uma vez que várias decisões dependem desse conhecimento.

A mensuração da biomassa de árvores é um processo que demanda muito tempo e resulta em alto custo, quando comparado às demais variáveis biométricas das florestas. Com isso, a utilização de equações empíricas permite estimar a biomassa a partir de variáveis dendrométricas. Dessa forma, a aplicação dessas equações viabiliza a realização dos inventários florestais de biomassa, ou seja, reduz os custos para estimar a biomassa florestal, uma vez que não é lógico mensurar de forma destrutiva toda a floresta.

Em inventários florestais, a biomassa florestal é estimada por meio de regressão em nível de árvore individual na unidade amostral e, frequentemente, para seus componentes (ex.: fuste, galhos, folhas e raízes) a partir de outras variáveis (ex.: diâmetro e altura de árvore). Os estimadores de biomassa total e seus componentes se tornam importantes para os modelos de crescimento e produção, e para quantificar estoques de biomassa e carbono, que são informações fundamentais para o planejamento do manejo florestal sustentado.

Para obter melhorias na modelagem dos estimadores de biomassa em árvores os estudos tomaram duas direções. A primeira tem trabalhado para superar os problemas com falta de aditividade dos estimadores por regressão dos componentes de biomassa e baixas precisões, se fazendo valer dos sistemas de equações ajustados por meio de regressões lineares aparentemente não relacionadas (SUR) e regressões não lineares aparentemente não relacionadas (NSUR). A segunda também busca superar o problema da falta de precisão dos estimadores obtidos para cada componente de biomassa por meio da modelagem segmentada, utilizando metodologias que permitem modelar de forma direta o fator de forma e a massa específica básica da madeira nos estimadores de biomassa.

Em ambas as direções a compatibilidade das estimativas dos componentes de biomassa deve ser requisito fundamental na modelagem de biomassa florestal, ou seja, a soma das estimativas dos componentes deve resultar em igual valor da estimativa da biomassa total. Dessa forma, a aditividade dos estimadores deve ser um resultado lógico, pois, na coleta da biomassa de forma direta, a árvore é segmentada e a biomassa total é dada pela soma dos componentes. Porém, na maioria dos estudos, a modelagem da biomassa total e seus componentes é realizada de forma independente, dessa forma, é efetuado um ajuste para cada componente, desconsiderando a dependência que existe entre os componentes e a biomassa total da árvore.

A utilização dessas equações resultará em estimadores não aditivos e biologicamente inconsistentes, ou seja, a soma dos componentes não resultará na estimativa da biomassa total. Essas estimativas não podem ser indicadas, por considerar que os componentes de uma mesma árvore não apresentam relação com a biomassa total. Dessa forma, a modelagem deve empregar metodologias que assegurem a aditividade dos estimadores de biomassa total e seus componentes. A modelagem por regressão, com o emprego do SUR e/ou NSUR, e por modelos segmentados podem solucionar os problemas da falta de aditividade dos componentes.

Este estudo tratou de estimadores de biomassa florestal, que vêm sendo incluídos nos inventários florestais, propiciando a redução de custos com a sua mensuração de forma indireta. Para obter esses estimadores de biomassa os pesquisadores geralmente aplicam modelos volumétricos na modelagem, com grande

sucesso nos modelos de Spurr e Schumacher-Hall. Neste estudo são realizadas as duas abordagens, referentes aos estimadores por regressão e razão.

Nos estimadores por regressão os modelos são ajustados simultaneamente para forçar a aditividade dos componentes com a biomassa total. Nos estimadores por razão a aditividade pode ser obtida de forma natural com o emprego da mesma variável independente para a biomassa total e seus componentes. Para melhorar as precisões dos estimadores, foi utilizado como variável independente um estimador volumétrico (m^3). Dessa forma, o coeficiente de razão terá mesma unidade métrica que a da massa específica básica da madeira ($kg.m^{-3}$). Os estimadores por razão diferem dos métodos que forçam a aditividade, no aspecto que cada componente e a biomassa total são representados por suas próprias equações.

Nos estimadores por razão a multiplicação do coeficiente de razão ($kg.m^{-3}$) pela variável independente (m^3) resultará na mesma unidade métrica da biomassa (kg). Se considerar apenas essa condição, pode-se facilmente deduzir que as variáveis *dap* e *h*, utilizadas isoladamente ou combinadas nos modelos volumétricos, não tornaram uma unidade métrica compatível com a variável dependente (kg). Dessa forma, estudos para verificar e avaliar essa condição de métricas devem ser efetuados. No presente estudo foi aplicada a análise de trilha (*path analysis*), que por meio da regressão linear, desmembra as correlações simples em seus efeitos diretos e indiretos. Essa análise pode indicar se a métrica das variáveis pode ou não influenciar nas suas associações.

Considerando todo esse contexto, o presente estudo foi estruturado da seguinte maneira:

- i) Aspectos gerais do trabalho;
- ii) Estimadores por regressão para biomassa acima do solo e seus componentes em florestas nativas no Sul do Brasil;
- iii) Estimadores por razão para biomassa acima do solo e seus componentes em florestas nativas no Sul do Brasil;
- iv) Correlações e associações entre variáveis dendrométricas e alométricas em florestas nativas no Sul do Brasil;
- v) Considerações e recomendações finais.

1.2 HIPÓTESES

Os métodos para se obter estimadores, por regressão e por razão, podem gerar resultados divergentes quanto ao desempenho e a consistência biológica na avaliação de biomassa em florestas nativas.

Os efeitos diretos e indiretos entre variáveis, quando desmembrados por meio da análise de trilha, podem mostrar divergência com os resultados obtidos a partir da correlação simples.

1.2 OBJETIVO GERAL

Avaliar, analisar e comparar métodos de ajuste dos estimadores de biomassa total acima do solo e seus componentes, quanto ao desempenho e a consistência biológica de suas estimativas e o desmembramento das correlações simples entre as variáveis dendrométricas e alométricas.

1.3 OBJETIVOS ESPECÍFICOS

Aplicar e avaliar o desempenho, a eficiência e a consistência biológica dos estimadores por meio de regressões ajustadas de forma independente e simultânea, de biomassa total acima do solo e de seus componentes em florestas nativas no Sul do Brasil.

Aplicar e avaliar o desempenho e a consistência biológica natural dos estimadores por meio de razão, de biomassa total acima do solo e de seus componentes em florestas nativas no Sul do Brasil.

Avaliar as correlações e seu desmembramento em efeitos diretos e indiretos pela análise de trilha, utilizando as variáveis diâmetro, altura, componentes da biomassa (caules, galhos e folhas) e a biomassa total acima do solo, e identificar variáveis que devem ser incluídas nos modelos em futuros estudos de modelagem de biomassa florestal.

1.4 BANCO DE DADOS

Este trabalho foi realizado com os bancos de dados pertencentes aos seguintes pesquisadores: (i) Professor PhD Carlos Roberto Sanquetta; (ii) Professor Dr. Luciano Farinha Watzlawick; e (iii) Professor Dr. Rafaelo Balbinot, oriundos de oito áreas da região sul do Brasil (FIGURA 1.1), todos localizados no bioma Mata Atlântica, totalizando 385 árvores amostradas, cedidos por eles. Detalhes de cada área estão apresentados na TABELA 1.1.

FIGURA 1.1 - LOCALIZAÇÃO DAS ÁREAS DE ESTUDO EM FRAGMENTOS DE FLORESTAS NATIVAS, NOS ESTADOS DO PARANÁ E RIO GRANDE DO SUL, BRASIL.



FONTE: O AUTOR, 2019.

As áreas citadas na TABELA 1.1 originaram-se de duas metodologias de coleta de dados, os métodos de árvore individual e por unidade de área. Para o procedimento de árvore individual foi sorteada aleatoriamente uma parcela de 0,5 ha, subdividida em 50 subunidades de 100 m². Em cada sub-parcela individual, as espécies arbóreas foram identificadas e as árvores de cada uma delas medidas para registrar a altura total e o diâmetro à altura do peito (*dap*). A partir de dados do inventário florestal realizado nessas áreas, foram selecionadas as espécies com

maior valor de importância, nas quais uma árvore de cada espécie com diâmetro médio foi amostrada para avaliação de biomassa.

TABELA 1.1 – DETALHES DOS FRAGMENTOS DE FLORESTAS NO SUL DO BRASIL, QUE CONSTITUEM O BANCO DE DADOS.

Cidade (Pesquisador)	Área (ha)	Localização	Fitofisionomia	Classificação de Köppen – Temperatura média – Precipitação (ALVARES et al., 2013)	Metodologia	Árvores Amostradas
Boa Ventura de São Roque (PR) (Watzlawick)	7 (< 5 ha)	24°47'34"S 51°30'49"W 775 m.s.n.m.	FOM Montana	Cfb 1600 – 1900 mm 16 – 18 °C	0,5 ha em 50 parcelas de 100 m ²	21
Castro (PR) (Watzlawick)	8 (< 5 ha)	24°57'03"S 49°51'43"W 1023 m.s.n.m.	FOM Montana	Cfb 1300 – 1600 mm 16 – 18 °C	0,5 ha em 50 parcelas de 100 m ²	44
Coronel Vivida (PR) (Watzlawick)	4 (< 5 ha)	25°57'31"S 52°35'21"W 630 m.s.n.m.	FOM Montana	Cfa 1900 – 2200 mm 16 – 18 °C	0,5 ha em 50 parcelas de 100 m ²	30
Frederico Westphalen (RS) (Balbinot)	1 (55 ha)	27°22'03"S 53°22'18"W 550 m.s.n.m.	FED Montana	Cfa 1900 – 2200 mm 18 – 20 °C	3 unidades de 12 x 12 m	33
General Carneiro (PR) (Watzlawick)	3 (4.210 ha)	26°22'19"S 51°21'32"W 983 m.s.n.m.	FOM Montana	Cfb 1600 – 1900 mm 14 – 16 °C	20 unidades de 12 x 12 m	137
Iraí (RS) (Balbinot)	2 (55 ha)	27°13'05"S 53°17'55"W 264 m.s.n.m.	FED Aluvial	Cfa 1900 – 2200 mm 18 – 20 °C	4 unidades de 12 x 12 m	56
Reserva do Iguaçu (PR) (Watzlawick)	5 (< 5 ha)	25°49'02"S 52°06'27"W 920 m.s.n.m.	FOM Montana	Cfb 1600 – 1900 mm 14 – 16 °C	0,5 ha em 50 parcelas de 100 m ²	36
São José das Palmeiras (PR) (Sanquetta e Watzlawick)	6 (< 5 ha)	24°51'54"S 54°03'43"W 435 m.s.n.m.	FES Submontana	Cfa 1600 – 1900 mm 20 – 22 °C	0,5 ha em 50 parcelas de 100 m ²	27

PR = Paraná; RS = Rio Grande do Sul; FOM = Floresta Ombrófila Mista; FED = Floresta Estacional Decidual; FES = Floresta Estacional Semidecidual.

No procedimento de unidade de área foram amostradas parcelas de 144 m², nas quais todas as árvores com *dap* maior que 5 cm foram medidas para avaliação de biomassa. Todos os indivíduos amostrados, nas duas metodologias de amostragem, foram avaliados quanto às características descritas a seguir.

A mensuração da biomassa foi efetuada para os componentes fuste, galhos e folhas, usando as definições de Picard et al., (2012). Para cada indivíduo, os componentes foram separados e pesados com o auxílio de balança, para obtenção do peso úmido de cada componente. Para as áreas de Frederico Westphalen e Iraí utilizou-se balança digital (Dinamômetro) com capacidade de 500 kg. Em São José das Palmeiras, Reserva do Iguaçu, Coronel Vivida, Castro e Boa Aventura do São Roque, foram usadas balanças de vara com capacidade de 20 e 300 kg. Em General Carneiro foi utilizada balança de mesa com capacidade para 500 kg.

Para determinação da biomassa seca dos componentes, foram retiradas amostras logo após a pesagem da biomassa úmida e tomadas as suas massas utilizando balança digital com precisão de 0,1 g. Para o fuste foi retirado um disco na metade da altura do fuste e para os galhos e folhas foram retiradas sub-amostras em vários pontos da copa contendo os terços inferior, médio e superior. Todas as amostras foram secadas em estufa com circulação e renovação de ar a $65 \pm 5^\circ \text{C}$ até atingir massa constante, procedimento comum efetuado em todas as áreas. A biomassa seca de cada componente foi obtida conforme equação a seguir.

$$B_m = \frac{MU_{mi} MS_{mi}}{MUA_{mi}}$$

Em que: B_m é biomassa seca do m^{th} componente (fuste, galhos ou folhas), em kg, para a t^{th} observação; MU_{mi} é a massa fresca do m^{th} componente (fuste, galhos ou folhas), em kg, para a t^{th} observação; MS_{mi} é a massa seca da amostra do m^{th} componente (fuste, galhos ou folhas), em kg, para a t^{th} observação; MUA_{mi} é a massa fresca da amostra do m^{th} componente (fuste, galhos ou folhas), em kg, para a t^{th} observação.

Também foram coletados os dados de diâmetros a 0,1 (d_0) e a 1,3 metros do solo (dap), juntamente com as alturas: total (h), fuste (hf) e da copa (hc) de cada árvore.

1.5 ESPÉCIES DO BANCO DE DADOS UTILIZADAS

Todas as árvores foram identificadas em nível de espécie, utilizando o sistema de classificação para angiospermas, o “*Angiosperm Phylogeny Group*” (APG IV, 2016). Para as gimnospermas utilizou-se a classificação proposta por Christenhusz et al. (2011). Os nomes científicos das espécies foram verificados no sítio de internet, na Lista de Espécies da Flora do Brasil 2014 (FORZZA et al., 2010). A lista das espécies está na TABELA 1.2, juntamente com o nome da família e dos códigos de espécie e família utilizadas na análise discriminante da secção 3, Estimadores por Razão.

TABELA 1.2 – LISTA DE ESPÉCIES DO BANCO DE DADOS E SUAS FAMÍLIAS EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL, COM OS CÓDIGOS UTILIZADOS NA ANÁLISE DISCRIMINANTE.

Espécie	Família	Nº	Código Espécie	Código Família
<i>Albizia niopoides</i> (Spruce ex Benth.) Burkart	Fabaceae	4	1	15
<i>Alchornea sidifolia</i> Müll.Arg.	Euphorbiaceae	1	2	14
<i>Alchornea triplinervia</i> (Spreng.) M. Arg.	Euphorbiaceae	3	3	14
<i>Allophylus edulis</i> (A. St.-Hil., Cambess. & A. Juss.) Radlk.	Sapindaceae	7	4	30
<i>Aloysia virgata</i> (Ruiz & Pav.) Pers.	Verbenaceae	2	5	36
<i>Annona rugulosa</i> (Schltdl.) H. Rainer	Annonaceae	1	6	2
<i>Annona sylvatica</i> A. St.-Hil.	Annonaceae	3	7	2
<i>Apuleia leiocarpa</i> (Vogel) J.F.Macbr.	Fabaceae	2	8	15
<i>Aspidosperma parvifolium</i> A. DC.	Apocynaceae	4	9	3
<i>Astronium graveolens</i> Jacq.	Anacardiaceae	1	10	1
<i>Ateleia glazioviana</i> Baill.	Fabaceae	1	11	15
<i>Baccharis organensis</i> Baker	Asteraceae	2	12	5
<i>Balfourodendron riedelianum</i> (Engl.) Engl.	Rutaceae	1	13	28
<i>Banara tomentosa</i> Clos	Salicaceae	4	14	29
<i>Cabralea canjerana</i> (Vell.) Mart.	Meliaceae	1	15	21
<i>Calyptranthes concinna</i> DC.	Myrtaceae	3	16	23
<i>Calyptranthes tricona</i> D. Legrand	Myrtaceae	3	17	23
<i>Campomanesia guazumifolia</i> (Cambess.) O. Berg	Myrtaceae	2	18	23
<i>Campomanesia xanthocarpa</i> O. Berg.	Myrtaceae	8	19	23
<i>Casearia decandra</i> Jacq.	Salicaceae	5	20	29
<i>Casearia lasiophylla</i> Eichler	Salicaceae	1	21	29
<i>Casearia sylvestris</i> Sw.	Salicaceae	1	22	29
<i>Cedrela fissilis</i> Vell.	Meliaceae	1	23	21
<i>Cestrum</i> sp.	Solabaceae	1	24	33
<i>Chrysophyllum gonocarpum</i> (Mart. & Eichler) Engl.	Sapotaceae	7	25	31
<i>Chrysophyllum marginatum</i> (Hook. & Arn.) Radlk.	Sapotaceae	4	26	31
<i>Cinnamodendron dinisii</i> Schwacke	Canellaceae	1	27	8
<i>Clethra scabra</i> Pers.	Clethraceae	1	28	10
<i>Cordia americana</i> (L.) Gottshling & J. E. Mill	Boraginaceae	5	29	6
<i>Cordia ecalyculata</i> Vell.	Boraginaceae	2	30	6
<i>Cordia trichotoma</i> (Vell.) Arráb. ex Steud.	Boraginaceae	2	31	6
<i>Cupania vernalis</i> Cambess.	Sapindaceae	8	32	30
<i>Diatenopteryx sorbifolia</i> Radlk.	Sapindaceae	2	33	30
<i>Drimys angustifolia</i> Miers	Winteraceae	1	34	37
<i>Erythrina falcata</i> Benth.	Fabaceae	1	35	15
<i>Erythroxylum deciduum</i> A.St.-Hil.	Erythroxylaceae	1	36	13
<i>Eugenia pyriformis</i> Camb.	Myrtaceae	1	37	23
<i>Eugenia rostrifolia</i> D.Legrand	Myrtaceae	2	38	23
<i>Eugenia uniflora</i> L.	Myrtaceae	1	39	23
<i>Ficus guaranitica</i> Chodat	Moraceae	3	40	22
<i>Guarea kunthiana</i> A. Juss.	Meliaceae	1	41	21
<i>Guarea macrophylla</i> Vahl	Meliaceae	1	42	21

Continua

Continuação				
<i>Gymnanthes concolor</i> Spreng.	Euphorbiaceae	8	43	14
<i>Holocalyx balansae</i> Micheli	Caesalpinoideae	2	44	7
<i>Ilex brevicuspis</i> Reissek	Aquifoliaceae	1	45	4
<i>Ilex dumosa</i>	Aquifoliaceae	4	46	4
<i>Ilex microdonta</i> Reissek	Aquifoliaceae	5	47	4
<i>Ilex paraguariensis</i> A. St.-Hil.	Aquifoliaceae	16	48	4
<i>Ilex theazans</i> Mart. ex Reissek	Aquifoliaceae	2	49	4
<i>Inga marginata</i> Willd.	Fabaceae	8	50	15
<i>Inga uruguensis</i> Hook. & Arn.	Fabaceae	2	51	15
<i>Jacaranda puberula</i> Cham.	Bignoniaceae	3	52	6
<i>Lamanonia ternata</i> Vell.	Cunoniaceae	3	53	11
<i>Leandra</i> sp.	Melastomataceae	1	54	20
<i>Lithraea brasiliensis</i> Marchand	Anacardiaceae	5	55	1
<i>Lonchocarpus muehlbergianus</i> Hassl	Fabaceae	1	56	15
<i>Luehea divaricata</i> Mart. & Zucc.	Malvaceae	3	57	19
<i>Machaerium paraguariense</i> Hassl.	Fabaceae	4	58	15
<i>Machaerium stipitatum</i> (DC.) Vogel	Fabaceae	4	59	15
<i>Maclura tinctoria</i> (L.) Don	Moraceae	1	60	22
<i>Matayba elaeagnoides</i> Radlk.	Sapindaceae	6	61	30
<i>Mimosa scabrella</i> Benth.	Fabaceae	4	62	15
<i>Myrcia</i> sp.	Myrtaceae	9	63	23
<i>Myrcianthes pungens</i> (O. Berg) D. Legrand	Myrtaceae	3	64	23
<i>Myrocarpus frondosus</i> Allemão	Fabaceae	4	65	15
<i>Myrsine coriacea</i> (Sw.) R. Br. ex Roem. & Schult.	Promulaceae	1	66	26
<i>Myrsine ferruginea</i> (Sw.) R.Br.	Promulaceae	11	67	26
<i>Myrsine umbellata</i> Mart.	Promulaceae	12	68	26
<i>Nectandra lanceolata</i> Nees	Lauraceae	2	69	17
<i>Nectandra megapotamica</i> (Spreng.) Mez	Lauraceae	11	70	17
NI		32	104	38
<i>Ocotea diospyrifolia</i> (Meisn.) Mez	Lauraceae	1	71	17
<i>Ocotea porosa</i> (Nees & Mart.) Barroso	Lauraceae	12	72	17
<i>Ocotea pulchella</i> (Nees & Mart.) Mez	Lauraceae	6	73	17
<i>Parapiptadenia rigida</i> (Benth.) Brenan	Fabaceae	5	74	15
<i>Persea major</i> (Ness) kopp.	Lauraceae	2	75	17
<i>Peschiera australis</i> (Müll. Arg.) Miers		4	76	3
<i>Phytolacca dioica</i> L.	Phytolaccaceae	1	77	24
<i>Picramnia parvifolia</i> Engl.	Picramniaceae	1	78	25
<i>Picrasma crenata</i> (Vell.) Engl.	Simaroubaceae	1	79	32
<i>Pilocarpus pennatifolius</i> Lem.	Rutaceae	4	80	28
<i>Piptocarpha angustifolia</i> Dusén ex Malme	Asteraceae	10	81	5
<i>Piptocarpha tomentosa</i> Baker	Asteraceae	1	82	5
<i>Prunus brasiliensis</i> (Cham. & Schlecht.) D. Dietrich	Rosaceae	4	83	27
<i>Sapium glandulatum</i> (L.) Morong	Euphorbiaceae	3	84	14
<i>Schinus terebinthifolius</i> Raddi	Anacardiaceae	3	85	1
<i>Sebastiania brasiliensis</i> Spreng.	Euphorbiaceae	2	86	14

Continua

Continuação

<i>Sebastiania commersoniana</i> (Baill.) L.B. Sm. & Downs.	Euphorbiaceae	3	87	14
<i>Sloanea lasiocoma</i> K. Schum.	Elaeocarpaceae	1	88	12
<i>Sorocea bonplandii</i> (Baill.) W.C. Burger, Lanjouw & Boer	Moraceae	12	89	22
<i>Strychnos brasiliensis</i> (Spreng.) Mart.	Loganiaceae	1	90	18
<i>Styrax leprosus</i> Hook & Arn.	Styraceae	8	91	34
<i>Symplocos celastrina</i> Mart.	Symplocaceae	1	92	35
<i>Symplocos uniflora</i> (Pohl) Bent.	Symplocaceae	1	93	35
<i>Tabebuia cassiniodes</i> (Lam.) P.D.C.	Bignoniaceae	4	94	6
<i>Tabebuia impetiginosa</i> (Mart. ex A. DC.) Standl.	Bignoniaceae	1	95	6
<i>Tabernaemontana catharinensis</i> DC.	Apocynaceae	1	96	3
<i>Trema micrantha</i> (L.) Blume.	Cannabaceae	1	97	9
<i>Trichilia catigua</i> A. Juss.	Meliaceae	3	98	21
<i>Trichilia clausenii</i> C. DC.	Meliaceae	8	99	21
<i>Trichilia elegans</i> A. Juss.	Meliaceae	2	100	21
<i>Vitex megapotamica</i> (Spreng.) Moldenke	Lamiaceae	2	101	16
<i>Xylosma pseudosalzmanni</i> Sleumer	Salicaceae	1	102	29
<i>Zanthoxylum chiloperone</i> (Mart.) Engl.	Rutaceae	1	103	28

Em que: N° é o número de árvores amostradas para cada espécie.

1.6 REFERÊNCIAS

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v.22, n.6, p.711-728, 2013.

APG (Angiosperm Phylogeny Group). An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG IV.

Botanical Journal of the Linnean Society. v. 181, p. 1-20, 2016.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J. W.; CARON, B. O.; BORELLA, J.; COSTA JÚNIOR, S.; BREUNIG, F. M. Vertical distribution of aboveground biomass in a seasonal deciduous forest. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.12, n.3, p.361-365, 2017.

CHRISTENHUSZ, M. J. M.; REVEAL, J. L.; FARJON, A.; GARDNER, M. F.; MILL, R. R.; CHASE, M. W. A New Classification and Linear Sequence of Extant Gymnosperms. **Phytotaxa**, New Zealand, Auckland, v. 19, n. 1, p. 19-55-70, 2011.

FORZZA, R. C.; BAUMGRATZ, J. F. A.; BICUDO, C. E. M.; CARVALHO JR., A. A.; COSTA, A.; COSTA, D. P.; HOPKINS, M.; LEITMAN, P. M.; LOHMANN, L. G.; MAIA, L. C.; MARTINELLI, G.; MENEZES, M.; MORIM, M. P.; NADRUZ COELHO, M. A.; PEIXOTO, A. L.; PIRANI, J. R.; PRADO, J.; QUEIROZ, L. P.; SOUZA, V. C.; STEHMANN, J. R.; SYLVESTRE, L. S.; WALTER, B. M. T.; ZAPPI, D. **Catálogo de**

plantas e fungos do Brasil. Instituto de Pesquisas Jardim Botânico do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro. 2010. 1699p.

HALLÉ, F. Arquitectura de los árboles. **Boletín de la Sociedad Argentina de Botánica**, v.45, n.3-4, p.405-418. 2010.

PICARD, N.; SAINT-ANDRÉ, L.; HENRY, M. **Manual for building tree volume and biomass allometric equations: from field measurement to prediction**. Rome e Montpellier: Food and Agricultural Organization of the United Nations and Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, 2012. 215p.

VERES, Q. J. I. **Fitossociologia, dinâmica e biomassa de um fragmento da floresta estacional semidecidual - Paraná**. Iratí: Universidade Estadual do Centro-Oeste (Dissertação de Mestrado). 2012, 99 p.

WATZLAWICK, L. F.; CALDEIRA, M. V. W.; VIERA, M.; SCHUMACHER, M. V.; GODINHO, T. O.; BALBINOT, R. Estoque de biomassa e carbono na Floresta Ombrófila Mista Montana, Paraná. **Scientia Forestalis**, v.40, n.95, p.345-352, 2012.

ZANETTE, V. H.; KURCHAIT, S. M.; CAMARGO, L. P.; WATZLAWICK, L. F.; KOEHLER, H. S. Ajuste de modelos de regressão para a estimativa da biomassa aérea para seis regiões do estado do Paraná. **Enciclopédia Biosfera**, v.14, n.26, 29–43, 2017.

2 ESTIMADORES POR REGRESSÃO PARA BIOMASSA ACIMA DO SOLO E SEUS COMPONENTES EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL

RESUMO

Estimativas confiáveis de componentes e biomassa total são necessárias para avaliar estratégias de manejo florestal e manutenção dos estoques de carbono. O presente trabalho teve como objetivo testar estimadores de biomassa total acima do solo e de seus componentes em árvores, bem como avaliar seus desempenhos, eficiência e consistência biológica por meio de regressões ajustadas de forma independente e simultânea, em florestas no Sul do Brasil. Os dados são provenientes de oito áreas localizadas no Paraná e Rio Grande do Sul, onde foram coletadas informações de diâmetro a 1,3 m do solo (*dap*), altura total, biomassa dos componentes fuste, galhos, folhas e biomassa total acima do solo. Funções não lineares foram ajustadas, de forma independente e simultânea, tomando-se o *dap* e a altura como variáveis independentes no modelo de regressão. O ajuste independente foi realizado por meio de mínimos quadrados generalizados não-lineares (ENGLS) e o ajuste simultâneo por meio das regressões não-lineares aparentemente não relacionadas (NSUR). Foi aplicado a ponderação dos dois procedimentos para solucionar o problema de heteroscedasticidade. O teste de Qui-Quadrado evidenciou a não diferença estatística entre os estimadores dos dois procedimentos para os componentes de biomassa (fuste, galhos e folhas) e a biomassa total acima do solo. Numericamente, as equações ajustadas de forma simultânea apresentaram melhor desempenho e maior eficiência quando comparadas com o ajuste independente. O ajuste de forma independente não apresentou consistência biológica, ou seja, a não aditividade dos componentes de biomassa e a biomassa total. No ajuste simultâneo o sistema de equações é construído para alcançar a aditividade dos componentes de biomassa e a biomassa total (consistência biológica). Com esses resultados o procedimento de ajuste simultâneo e ponderado (WNSUR) é o recomendado para gerar estimadores de biomassa para as florestas nativas no Sul do Brasil.

Palavras-chave: Ajuste simultâneo, WNSUR, desempenho, eficiência, consistência biológica.

ABSTRACT

Reliable estimates of components and total biomass are needed to evaluate strategies for forest management and maintenance of carbon stocks. The objective of this work was to test estimators of total biomass aboveground and its components in trees, as well as to evaluate its performance, efficiency and biological consistency by means of independently adjusted simultaneous regressions in forests in southern Brazil. The data come from eight areas located in Parana and Rio Grande do Sul, where data were collected at 1.3 m aboveground (*dbh*), total height, stem biomass, branches, leaves and total biomass aboveground. Non-linear functions were adjusted, independently and simultaneously, by taking the *dbh* and height as independent variables in the regression model. The independent adjustment was performed using non-linear generalized least squares (ENGLS) and simultaneous adjustment through non-linear regressions (NSUR). The two procedures were weighed to solve the heteroscedasticity problem. The Chi-square test showed no statistical difference between the estimators of the two procedures for the biomass components (stem, branches and leaves) and the total biomass aboveground. Numerically, the simultaneously adjusted equations presented better performance and higher efficiency when compared to the independent fit. The adjustment independently did not present a biological consistency, that is, the non-additivity of the biomass components and the total biomass. In the simultaneous adjustment the equation system is constructed to achieve the additivity of the biomass components and the total biomass (biological consistency). With these results the simultaneous and weighted adjustment procedure (WNSUR) is the recommended one to generate biomass estimators for the natural forests in the southern of Brazil.

Key-words: Simultaneous adjustment, WNSUR, performance, efficiency, biological consistency.

2.1 INTRODUÇÃO

A mensuração da biomassa florestal está sendo inserida nos programas nacionais de inventários florestais no mundo todo, quando efetua-se comumente estimativas de biomassa aérea e carbono nas árvores vivas (AFFLECK e DIÉGUEZ-

ARANDA, 2016). As coletas de dados referentes à biomassa são onerosas e demandam muito tempo para a obtenção das variáveis alométricas (BEHLING et al., 2018). Dessa forma, as estimativas são provenientes de modelos ajustados em nível de árvore individual, fornecendo estimativas da biomassa total e também dos componentes da árvore, folhas, galhos, fuste e outros.

As equações de biomassa podem ser oriundas de modelos biológicos ou empíricos, os quais permitem estimar a biomassa por meio de variáveis de fácil obtenção, sendo os modelos empíricos os de maior utilização. Essas estimativas podem ser importantes para modelos de crescimento, quantificação de estoques de biomassa, carbono e para o planejamento do manejo florestal, principalmente em florestas nativas. Porém, para algumas dessas finalidades torna-se primordial que as estimativas de biomassa dos componentes e do total sejam compatíveis (PARRESOL, 2001; AFFLECK e DIÉGUEZ-ARANDA, 2016). Parresol (2001) menciona que a soma das estimativas dos componentes de biomassa não deve produzir valores diferentes da estimativa de biomassa total.

As equações de árvore individual correlacionam a biomassa total e seus componentes com variáveis de fácil obtenção, como o diâmetro a 1,3 m do solo (*dap*) de forma isolada ou em combinação com a altura total (*h*) dos indivíduos. Em estudos de modelagem da biomassa florestal, que utilizam as variáveis de fácil obtenção, o *dap* representa a maior parte da variação, sendo a variável de maior importância na equação (BROWN, 1978; CHAVE et al., 2005; NGOMANDA et al., 2014; CHAVE et al., 2014; CHATURVEDI e RAGHUBANSKI, 2015; MAGALHÃES, 2015; ZHAO et al., 2015; AFFLECK e DIÉGUEZ-ARANDA, 2016; ZIANIS et al., 2016; DJOMO e CHIMI, 2017; STAS et al., 2017; OLIVEIRA et al., 2017; BEHLING et al., 2018; WANG et al., 2018). A combinação do *dap* com outras variáveis dendrométricas pode explicar outras variações importantes, associadas às diferenças existentes nas formas das árvores (BALBINOT et al., 2017), nas razões fuste e copa (BROWN, 1978; AFFLECK e DIÉGUEZ-ARANDA, 2016) e entre as diferentes espécies.

Os estimadores de biomassa podem ser de natureza linear ou não-linear, em que modelos não-lineares na forma potencial sempre são fortes candidatos para apresentar maior eficiência nas estimativas (por exemplo, $y = \beta_0 x_n^{\beta_n} + \varepsilon$). Esse estimador pode ser ajustado por meio de regressão não-linear ou linear, quando aplicada a transformação logarítmica. Contudo, a introdução de viés na transformação

para sua escala original (CIENCIALA et al., 2006; GREENE, 2012), tendo em vista a aditividade dos componentes de biomassa, essa transformação não deve ser empregada.

Paressol (2001) apresentou dois métodos para assegurar a aditividade dos estimadores na forma não-linear, que diferem pela sua forma de ajuste. No procedimento 1, o estimador de regressão da biomassa total é definido como a soma dos melhores estimadores de regressão de cada componente de biomassa. O segundo método é mais geral, flexível e difícil de empregar, em que as correlações contemporâneas são modeladas diretamente, usando estimadores de mínimos quadrados generalizados, também conhecidos como regressões não lineares aparentemente não-relacionadas – NSUR – (PARESSOL, 2001).

O segundo procedimento confere maior eficiência aos estimadores dos parâmetros, tornando-o mais utilizado em ajuste de equações não-lineares para estimativa de biomassa (SANQUETTA et al., 2015, ZHAO et al., 2015; AFFLECK e DIÉGUEZ-ARANDA, 2016; WANG et al., 2018; BEHLING et al., 2018). Esses estimadores foram desenvolvidos com a devida atenção à natureza inconstante das estruturas de variância de biomassa dos componentes e as correlações contemporâneas entre as medidas tomadas no mesmo indivíduo (PARESSOL, 2001; AFFLECK e DIÉGUEZ-ARANDA, 2016).

Com esses relatos, a hipótese considerada neste trabalho foi que os ajustes de forma independente e simultânea diferem quanto ao desempenho, eficiência e consistência biologicamente, pois o procedimento simultâneo inclui as correlações contemporâneas dos componentes de biomassa no seu ajuste. Com isso, o presente trabalho teve como objetivo testar o desempenho, a eficiência e a consistência biológica dos estimadores, por meio de regressões ajustadas de forma independente e simultânea, de biomassa total acima do solo e de seus componentes em florestas nativas no Sul do Brasil.

2.2 MATERIAL E MÉTODOS

Especificações das áreas de estudo então apresentadas no item 1.4.

Para o ajuste das equações independentes de biomassa foram testados os modelos tradicionais de volumetria, apresentados no Apêndice 1, para as variáveis independentes *dap* (cm) e *h* (m). Os modelos lineares foram ajustados pelos mínimos

quadrados ordinários e os modelos não lineares pelos mínimos quadrados generalizados – ENGLS (GREENE, 2012). A qualidade de ajuste das equações foi comparada pelo coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2), coeficiente de variação (CV%) descritos por Greene (2012) e Steel et al. (1996), respectivamente, e o Critério de Informação de Akaike (AIC) descrito por Akaike (1974).

Os modelos de Schumacher-Hall (1933) e Spurr (1952) foram selecionados para os ajustes dos componentes fuste, galhos, folhas e biomassa total acima do solo, conforme definido em (01), nos quais o componente fuste e a biomassa total acima do solo são estimados pelo modelo de Schumacher-Hall (1933) e os componentes galhos e folhas são estimados pelo modelo de Spurr (1952).

Modelos independentes

$$\begin{aligned}\hat{y}_{Fuste} &= \beta_1 \cdot dap^{\beta_2} \cdot h^{\beta_3} + \varepsilon_{Fuste} \\ \hat{y}_{Galhos} &= \beta_1 \cdot (dap^2 \cdot h)^{\beta_2} + \varepsilon_{Galhos} \\ \hat{y}_{Folhas} &= \beta_1 \cdot (dap^2 \cdot h)^{\beta_2} + \varepsilon_{Folhas} \\ \hat{y}_{Total} &= \beta_1 \cdot dap^{\beta_2} \cdot h^{\beta_3} + \varepsilon_{Total}\end{aligned}\tag{01}$$

Para o ajuste das equações de forma simultânea para biomassa total acima do solo e seus componentes fuste, galhos e folhas, os modelos utilizados para cada componente estão definidos em (01). Para a biomassa total o modelo foi equacionado em função dos modelos de cada componente e, com isso, o seguinte sistema de equações foi definido (02).

Sistema de equações

$$\begin{aligned}\hat{y}_{Fuste} &= \beta_{11} \cdot dap^{\beta_{12}} \cdot h^{\beta_{13}} + \varepsilon_{Fuste} \\ \hat{y}_{Galhos} &= \beta_{21} \cdot (dap^2 \cdot h)^{\beta_{21}} + \varepsilon_{Galhos} \\ \hat{y}_{Folhas} &= \beta_{31} \cdot (dap^2 \cdot h)^{\beta_{31}} + \varepsilon_{Folhas} \\ \hat{y}_{Total} &= [\beta_{11} \cdot dap^{\beta_{12}} \cdot h^{\beta_{13}}] + [\beta_{21} \cdot (dap^2 \cdot h)^{\beta_{21}}] + [\beta_{31} \cdot (dap^2 \cdot h)^{\beta_{31}}] + \varepsilon_{Total}\end{aligned}\tag{02}$$

Os modelos de regressões não-lineares aparentemente não relacionadas (NSUR) foram utilizados para solucionar o sistema de equações definidos em (02). O teste de White (1980) foi aplicado para verificar a hipótese de homogeneidade dos resíduos de todas as equações (ajustadas de forma independente e simultânea) a

99% de probabilidade. Para os casos em que a hipótese foi rejeitada, foram obtidos pesos por meio da estrutura da variância (PARRESOL, 1999, 2001; BEHLING et al., 2016) e a aplicação dos pesos está descrita em (03) e (04), para ajuste independente e simultâneo, respectivamente.

$$\hat{\beta} = \left(X' \Psi(\hat{\theta})^{-1} X \right)^{-1} X' \Psi(\hat{\theta})^{-1} y \quad (03)$$

$$\hat{\beta} = (X' \Omega^{-1} X)^{-1} X' \Omega^{-1} y \quad (04)$$

Em que: $\Psi(\hat{\theta})$ é a matriz diagonal de pesos, que depende do número de parâmetros (P) denotada pelo vetor θ da ordem $(P \cdot 1)$. A matriz Ω , ao invés de ser composta por pesos como na forma tradicional da regressão ponderada, carrega os elementos da matriz dos distúrbios.

Quando os resíduos apresentaram heteroscedasticidade, os pesos foram aplicados. O sistema de equações foi estimado por regressões não-lineares ponderadas aparentemente não relacionadas (WNSUR), conforme apresentado em Greene (2012), tendo sido logo após, novamente aplicado o teste de White a 99% de probabilidade. As equações foram avaliadas pelo \bar{R}^2 e CV% descritos por Greene (2012) e Steel et al. (1996), respectivamente, e o Critério de Informação de Akaike (AIC) descrito por Akaike (1974).

O desempenho dos estimadores de biomassa foi analisado quanto ao comportamento dos coeficientes das equações e as estatísticas de precisão. Essa avaliação foi efetuada por meio das diferenças existentes entre as estatísticas e os $\hat{\beta}_i$ dos estimadores obtidos por meio do ajuste independente e simultâneo (05). O teste de Qui-Quadrado a 95% de probabilidade foi utilizado para verificar a hipótese de nulidade entre os estimadores estimados pelos dois procedimentos, ou seja, as estimativas dos dois procedimentos não apresentam diferenças significativas.

$$D = \frac{(I_n - \hat{S}_n)}{\hat{I}_n} 100 \quad (05)$$

Em que: D é a diferença (em %) entre os estimadores ou estatísticas obtidas pelo ajuste independente e simultâneo; \hat{I}_n são os estimadores ou estatísticas obtidas pelo ajuste independente; \hat{S}_n são os estimadores ou estatísticas obtidas pelo ajuste simultâneo.

As eficiências dos estimadores de biomassa para os ajustes independente e simultâneo foram avaliadas quanto a precisão do intervalo de confiança, conforme apresentado em (06) (PARRESOL, 2001; BEHLING et al., 2018).

$$IC \left[\hat{y}_m \pm t_{\alpha/2} \sqrt{\sigma_{\hat{y}_m}^2} \right] = 1 - \alpha \quad (06)$$

Em que: \hat{y}_m é a estimativa de biomassa e $\sigma_{\hat{y}_m}^2$ é a variância para a estimativa do componente m .

A variância de cada estimativa foi obtida por meio das derivadas parciais $f(\hat{\beta})$ e da matriz de variância-covariância (Σ_b), apresentadas em (07) e (08).

$$\sigma_{\hat{y}_m}^2 = f_m(\beta)' \Sigma_b f_m(\beta) \quad (07)$$

$$\Sigma_b = [F(\beta)'(\Sigma^{-1} \otimes I)F(\beta)]^{-1} \quad (08)$$

Com o emprego do WNSUR para correção da heteroscedasticidade, o cálculo da variância de cada estimativa e a matriz de variância-covariância devem incluir os pesos estimados na modelagem da variância conforme (09) e (10).

$$\sigma_{\hat{y}_m}^2 = f_m(\beta)' \Sigma_b f_m(\beta) \quad (09)$$

$$\Sigma_b = [F(\beta)' \hat{\Delta}' (\Sigma^{-1} \otimes I) \hat{\Delta}' F(\beta)]^{-1} \quad (10)$$

A consistência biológica foi avaliada pela aditividade dos componentes de biomassa em relação à biomassa total acima do solo, sendo testada apenas para o ajuste independente, pois o ajuste simultâneo satisfaz essa condição. As estimativas de biomassa foram consideradas consistentes biologicamente se $\hat{y}_{Total} = \hat{y}_{Fuste} + \hat{y}_{Galhos} + \hat{y}_{Folhas}$, e se esta condição não foi atendida, ou seja, $\hat{y}_{Fuste} + \hat{y}_{Galhos} + \hat{y}_{Folhas} - \hat{y}_{Total} \neq 0$, tais estimativas foram consideradas inconsistentes biologicamente.

2.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

As equações ajustadas por meio do procedimento independente e as estatísticas de ajuste estão apresentadas em (11) a (14) na TABELA 2.1. As equações ajustadas pelo procedimento simultâneo estão apresentadas em (15) a (18) na TABELA 2.1.

TABELA 2.1 - ESTIMADORES POR REGRESSÃO AJUSTADOS DE FORMA INDEPENDENTE (11-14) E SIMULTÂNEA (15-18) PARA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (\hat{y}_{Total}) E SEUS COMPONENTES FUSTE (\hat{y}_{Fuste}), GALHOS (\hat{y}_{Galhos}) E FOLHAS (\hat{y}_{Folhas}) EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL.

Equações	\bar{R}^2	CV (%)	AIC	White	N°
$\hat{y}_{Fuste} = 0,020365 \cdot dap^{1,71962} \cdot h^{1,2380}$	95,34%	58,00	5947,7	211,2**	(11)
$\hat{y}_{Galhos} = 0,007471 \cdot (dap^2 \cdot h)^{1,060463}$	93,34%	90,19	6223,9	192,4**	(12)
$\hat{y}_{Folhas} = 0,016882 \cdot (dap^2 \cdot h)^{0,658718}$	60,43%	131,67	4165,2	244,7**	(13)
$\hat{y}_{Total} = 0,02749 \cdot dap^{1,93403} \cdot h^{1,101018}$	97,99%	42,36	6219,3	231,7**	(14)
$\hat{y}_{Fuste} = 0,01449 \cdot dap^{1,846718} \cdot h^{1,18383}$	95,13%	59,47	5966,2	216,7**	(15)
$\hat{y}_{Galhos} = 0,011901 \cdot (dap^2 \cdot h)^{1,018805}$	93,23%	91,06	6231,1	168,7**	(16)
$\hat{y}_{Folhas} = 0,000326 \cdot (dap^2 \cdot h)^{0,998131}$	50,61%	147,30	4248,6	232,0**	(17)
$\hat{y}_{Total} = \hat{y}_{Fuste} + \hat{y}_{Galhos} + \hat{y}_{Folhas}$	97,98%	42,38	6219,6	315,8**	(18)

Em que: \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado; CV (%) é o coeficiente de variação; AIC é o critério de informação de Akaike (AKAIKE, 1974); N° é o número da equação; dap é o diâmetro a 1,3 m do solo; h é a altura toda da árvore.

A hipótese de nulidade da homogeneidade dos resíduos foi rejeitada pelo teste de White, para todos os componentes de biomassa e a biomassa total acima do solo, para os dois procedimentos de ajuste. Resíduos heterogêneos, de certa forma, são comuns em estimadores de biomassa florestal, como mencionado por vários pesquisadores da área florestal (PARRESOL, 1999; PARRESOL, 2001; BASUKI et al., 2009; BI et al., 2010; ZENG et al., 2011; BLUJDEA et al., 2012; SILESHI, 2014; SANQUETTA et al., 2015; ZHAO et al., 2015; WANG et al., 2018). Pode ser considerado natural a menor variabilidade da biomassa em indivíduos de pequenas dimensões quando comparados com indivíduos de maiores dimensões (CUNIA e BRIGGS, 1984), acarretando em heterogeneidade dos resíduos (BEHLING et al., 2018).

Para a análise de regressão, a heterogeneidade dos resíduos não pode ser desconsiderada, pois os resíduos devem atender a normalidade, independência e apresentar variância constante (GREENE, 2012). A homoscedasticidade da variância está diretamente relacionada à validação de várias hipóteses testadas, conforme apresentado por Gujarati e Porter (2011) e Greene (2012). Com a presença de heteroscedasticidade os estimadores de mínimos quadrados ordinários deixam de ser eficientes, ou seja, não apresentam variância mínima (BEHLING et al., 2018). Outro problema associado com a heteroscedasticidade é que os testes t e F das regressões podem não representar a realidade (GREENE, 2012).

Se as equações ajustadas apresentaram resíduos heterogêneos tem-se duas formas de abordar esse problema e obter resíduos homogêneos: (i) a transformação dos dados e (ii) a ponderação das equações (CARROL e RUPPERT, 1988). A aplicação de pesos simples às variáveis independentes (dap^{-1} , h^{-1}) podem corrigir a heteroscedasticidade, mas podem não conter toda a variação da variável dependente. Uma forma mais eficiente de corrigir a heteroscedasticidade de dados de biomassa é aplicar a ponderação por meio da modelagem da estrutura da variância, recomendada por diferentes pesquisadores (PARRESOL, 1999; PARRESOL, 2001; WANG et al., 2018). Assim, para o ajuste na forma ponderada, foram obtidos pesos para a biomassa dos componentes e para a biomassa total acima do solo por meio da estrutura da variância, com base no ajuste independente, apresentados em (19) a (22) na TABELA 2.2.

TABELA 2.2 – ESTIMADORES DOS PESOS APLICADOS NA PONDERAÇÃO DAS EQUAÇÕES AJUSTADAS PELOS DOIS PROCEDIMENTOS PARA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (\hat{y}_{Total}) E SEUS COMPONENTES FUSTE (\hat{y}_{Fuste}), GALHOS (\hat{y}_{Galhos}) E FOLHAS (\hat{y}_{Folhas}) EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL.

Componente	Peso	Número da equação
\hat{y}_{Fuste}	$\hat{\sigma}^2 = dap^{3,9631} \cdot h^{0,75386}$	(19)
\hat{y}_{Galhos}	$\hat{\sigma}^2 = (dap^2 \cdot h)^{1,93335}$	(20)
\hat{y}_{Folhas}	$\hat{\sigma}^2 = (dap^2 \cdot h)^{1,24095}$	(21)
\hat{y}_{Total}	$\hat{\sigma}^2 = dap^{3,73458} \cdot h^{0,96246}$	(22)

Em que: $\hat{\sigma}^2$ é o peso estimado; dap é o diâmetro a 1,3 m do solo; h é a altura toda da árvore.

As equações ajustadas de forma independente, incluindo a ponderação e as estatísticas do ajuste, estão apresentadas de (23) a (26) e as equações ajustadas simultâneas com suas estatísticas estão apresentadas de (27) a (30) na TABELA 2.3.

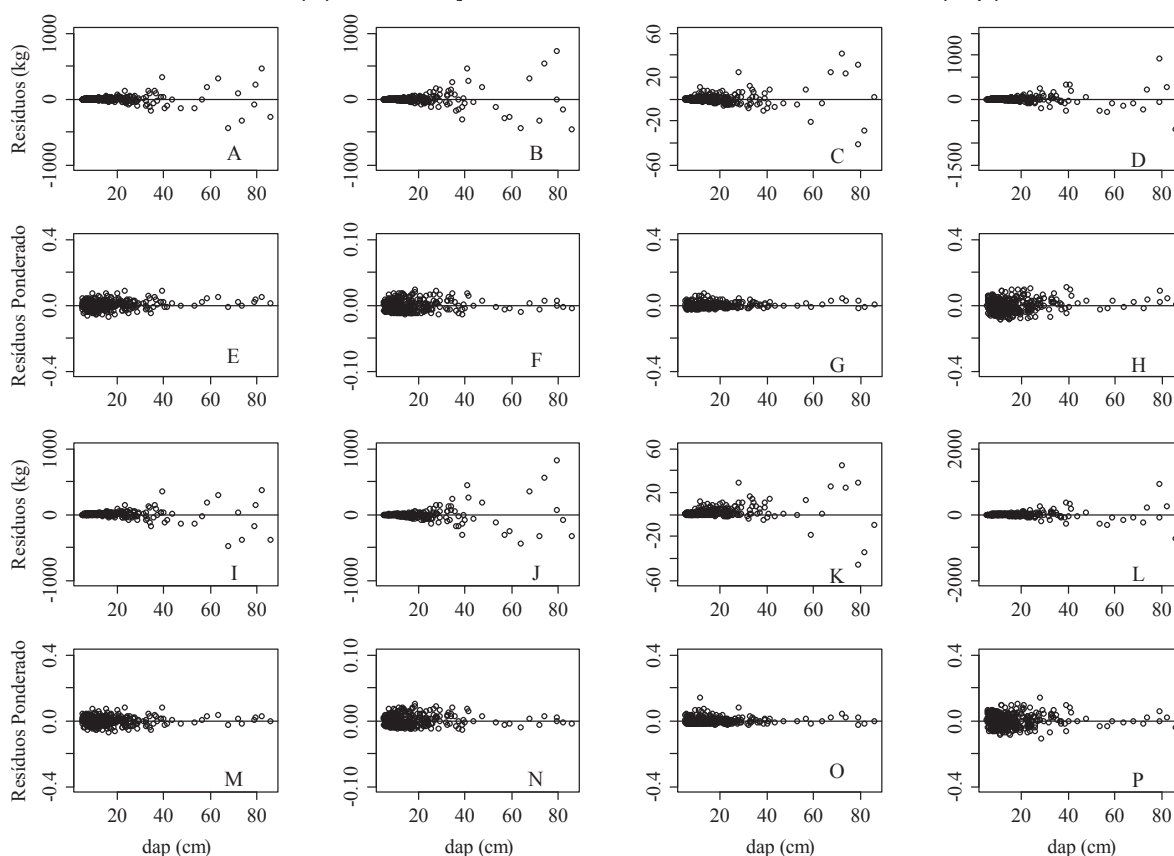
Os pesos estabelecidos pela modelagem da estrutura da variância propiciaram a obtenção da homoscedasticidade dos resíduos, conforme atestado pelo teste de White e a análise gráfica dos resíduos (FIGURA 2.1), possibilitando, assim, encontrar intervalos de confiança mais eficientes. Todos os coeficientes foram significativos a 95% de probabilidade com a aplicação do teste t .

TABELA 2.3 - ESTIMADORES POR REGRESSÃO PONDERADOS AJUSTADOS DE FORMA INDEPENDENTE (23-26) E SIMULTÂNEA (27-30) PARA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (\hat{y}_{Total}) E SEUS COMPONENTES FUSTE (\hat{y}_{Fuste}), GALHOS (\hat{y}_{Galhos}) E FOLHAS (\hat{y}_{Folhas}) EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL.

Equação	\bar{R}^2	CV (%)	AIC	White	Nº
$\hat{y}_{Fuste} = 0,027663 \cdot dap^{1,636511} \cdot h^{1,225582}$	94,57%	62,61	6004,5	10,84 ^{ns}	(23)
$\hat{y}_{Galhos} = 0,003073 \cdot (dap^2 \cdot h)^{1,144559}$	92,08%	98,34	6288,3	4,82 ^{ns}	(24)
$\hat{y}_{Folhas} = 0,013866 \cdot (dap^2 \cdot h)^{0,674848}$	60,36%	131,79	4165,8	0,63 ^{ns}	(25)
$\hat{y}_{Total} = 0,038672 \cdot dap^{2,037326} \cdot h^{0,840841}$	97,79%	44,39	6254,1	7,12 ^{ns}	(26)
$\hat{y}_{Fuste} = 0,028726 \cdot dap^{1,675713} \cdot h^{1,165411}$	94,86%	61,06	5985,8	12,75 ^{ns}	(27)
$\hat{y}_{Galhos} = 0,003816 \cdot (dap^2 \cdot h)^{1,121684}$	93,02%	92,45	6242,4	7,45 ^{ns}	(28)
$\hat{y}_{Folhas} = 0,014257 \cdot (dap^2 \cdot h)^{0,671907}$	60,46%	131,79	4165,9	0,64 ^{ns}	(29)
$\hat{y}_{Total} = \hat{y}_{Fuste} + \hat{y}_{Galhos} + \hat{y}_{Folhas}$	97,95%	42,75	6226,0	19,17 ^{ns}	(30)

Em que: \bar{R}^2 é o coeficiente de determinação ajustado; CV (%) é o coeficiente de variação; AIC é o critério de informação de Akaike (AKAIKE, 1974); Nº é o número da equação; dap é o diâmetro a 1,3 m do solo; h é a altura toda da árvore.

FIGURA 2.1 - DISTRIBUIÇÃO DOS RESÍDUOS PARA OS AJUSTES DE FORMA INDEPENDENTE DOS COMPONENTES FUSTE (A), GALHOS (B), FOLHAS (C) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (D) E OS RESÍDUOS PONDERADOS PARA FUSTE (E), GALHOS (F), FOLHAS (G) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (H) E PARA O AJUSTE SIMULTÂNEO DOS COMPONENTES FUSTE (I), GALHOS (J), FOLHAS (K) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (L) E OS RESÍDUOS PONDERADOS PARA FUSTE (M), GALHOS (N), FOLHAS (O) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (P), EM FUNÇÃO DO DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (dap).

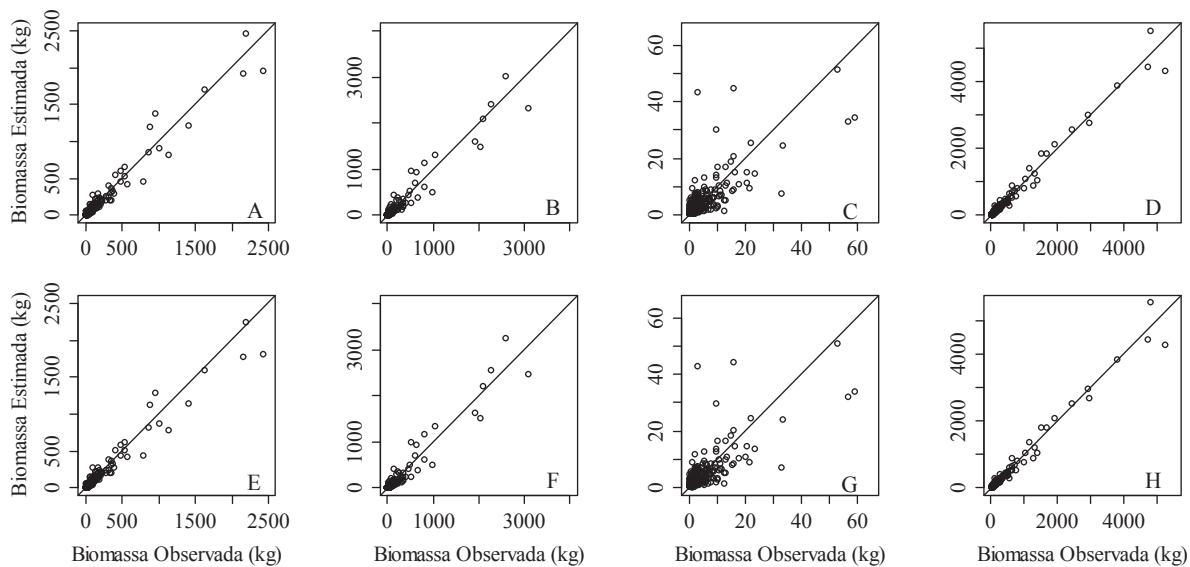


Todos os coeficientes foram significativos para as duas formas de ajuste. Os \bar{R}^2 e CV% obtidos para os ajustes independentes e simultâneos estão nas faixas de valores mencionados em outros trabalhos efetuados em florestas tropicais e subtropicais. Coeficientes de determinação acima de 90% para a biomassa total acima do solo são frequentemente relatados por diferentes pesquisadores em florestas tropicais (HUY et al., 2016; LIMA et al., 2017; KAPINGA et al., 2018), subtropicais (BI et al., 2015; POUDEL e TEMESGEN, 2016; BALBINOT et al., 2019) e também para plantações (ZHAO e KANE, 2017; BEHLING et al., 2018; DUTCĂ et al., 2018; PAUL et al., 2018; WANG et al., 2018). Para o componente folhas o \bar{R}^2 foi de aproximadamente de 60% e esses valores estão associados com a variabilidade do componente folha. Poudel e Temesgen (2016) estudaram florestas com coníferas no Oeste dos Estados Unidos e encontraram coeficiente de determinação ajustado de aproximadamente 30% para o componente folhas utilizando o sistema de equações.

O componente folhas apresentou os maiores coeficientes de variação quando comparado com os componentes fuste, galhos e total acima do solo. Esses valores estão associados à maior variação da variável dependente em relação às independentes. Essas variações estão associadas à diversas características que podem ser inerentes à espécie, como fatores edafoclimáticos, tipologia florestal e posição sociológica. As relações entre a alocação de biomassa no fuste e na copa podem variar de espécie para espécie e dentro da mesma espécie em diferentes idades.

Algumas espécies de sub-bosque apresentam grandes quantidades de folhas, ou seja, maior área foliar possível para interceptação da radiação solar, consequentemente maior alocação de biomassa nos componentes da copa. As espécies do dossel da floresta podem apresentar maior variação na alocação de biomassa em folhas (por exemplo, espécies caducifólias), ou seja, maior variação nas proporções entre os componentes fuste e folhas. A relação entre os valores observados e estimados evidencia a menor relação das variáveis independentes com os componentes da copa (Figura 2.2C e 2.2G).

FIGURA 2.2 - RELAÇÃO ENTRE OS VALORES DE BIOMASSA OBSERVADOS E ESTIMADOS PONDERADOS, POR MEIO DO AJUSTE INDEPENDENTE PARA OS COMPONENTES FUSTE (A), GALHOS (B), FOLHAS (C) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (D) E SIMULTÂNEO PARA OS COMPONENTES FUSTE (E), GALHOS (F), FOLHAS (G) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (H) EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.



As derivadas parciais aplicadas à matriz $F(\hat{\beta})$ do ajuste independente, resultaram nas matrizes apresentadas de (31) a (34) e do ajuste simultâneo de (35) a (38).

$$f(\hat{\beta})'_{y_{Fuste}} = [d^{\hat{\beta}_2} h^{\hat{\beta}_3} \quad \hat{\beta}_1 d^{\hat{\beta}_2} \ln(d) h^{\hat{\beta}_3} \quad \hat{\beta}_1 d^{\hat{\beta}_2} \ln(h) h^{\hat{\beta}_3}] \quad (31)$$

$$f(\hat{\beta})'_{y_{Galho}} = [(d^2 h)^{\hat{\beta}_2} \quad \hat{\beta}_1 (d^2 h)^{\hat{\beta}_2} \ln(d^2 h)] \quad (32)$$

$$f(\hat{\beta})'_{y_{Folha}} = [(d^2 h)^{\hat{\beta}_2} \quad \hat{\beta}_1 (d^2 h)^{\hat{\beta}_2} \ln(d^2 h)] \quad (33)$$

$$f(\hat{\beta})'_{y_{Total}} = [d^{\hat{\beta}_2} h^{\hat{\beta}_3} \quad \hat{\beta}_1 d^{\hat{\beta}_2} \ln(d) h^{\hat{\beta}_3} \quad \hat{\beta}_1 d^{\hat{\beta}_2} \ln(h) h^{\hat{\beta}_3}] \quad (34)$$

$$f(\hat{\beta})'_{y_{Fuste}} = [d^{\hat{\beta}_{12}} h^{\hat{\beta}_{13}} \quad \hat{\beta}_{11} d^{\hat{\beta}_{12}} \ln(d) h^{\hat{\beta}_{13}} \quad \hat{\beta}_{11} d^{\hat{\beta}_{12}} \ln(h) h^{\hat{\beta}_{13}} \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0] \quad (35)$$

$$f(\hat{\beta})'_{y_{Galho}} = [0 \quad 0 \quad 0 \quad (d^2 h)^{\hat{\beta}_{22}} \quad \hat{\beta}_{21} (d^2 h)^{\hat{\beta}_{22}} \ln(d^2 h) \quad 0 \quad 0] \quad (36)$$

$$f(\hat{\beta})'_{y_{Folha}} = [0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad (d^2 h)^{\hat{\beta}_{32}} \quad \hat{\beta}_{31} (d^2 h)^{\hat{\beta}_{32}} \ln(d^2 h)] \quad (37)$$

$$f(\hat{\beta})'_{y_{Total}} = \begin{bmatrix} d^{\hat{\beta}_{12}} h^{\hat{\beta}_{13}} & \hat{\beta}_{11} d^{\hat{\beta}_{12}} \ln(d) h^{\hat{\beta}_{13}} & \hat{\beta}_{11} d^{\hat{\beta}_{12}} \ln(h) h^{\hat{\beta}_{13}} & (d^2 h)^{\hat{\beta}_{22}} & \hat{\beta}_{21} (d^2 h)^{\hat{\beta}_{22}} \ln(d^2 h) & (d^2 h)^{\hat{\beta}_{32}} \\ & \hat{\beta}_{31} (d^2 h)^{\hat{\beta}_{32}} \ln(d^2 h) & & & & \end{bmatrix} \quad (38)$$

As matrizes variância-covariância de $\hat{\beta}_i$, em que i são os coeficientes de cada equação, para o ajuste independente estão apresentadas de (39) a (42) e para o ajuste simultâneo em (43).

$$\hat{\Sigma}_{\beta y_{Fuste}} = \begin{array}{c|ccc} & \hat{\beta}_1 & \hat{\beta}_2 & \hat{\beta}_3 \\ \hline \hat{\beta}_1 & 0,0000114 & 0,0000452 & -0,0002148 \\ \hat{\beta}_2 & 0,0000452 & 0,0018042 & -0,0025919 \\ \hat{\beta}_3 & -0,0002148 & -0,0025919 & 0,0059534 \end{array} \quad (39)$$

$$\hat{\Sigma}_{\beta y_{Galhos}} = \begin{array}{c|cc} & \hat{\beta}_1 & \hat{\beta}_2 \\ \hline \hat{\beta}_1 & 0,00000026412 & -0,00000989 \\ \hat{\beta}_2 & -0,000009891 & 0,00038532 \end{array} \quad (40)$$

$$\hat{\Sigma}_{\beta y_{Folhas}} = \begin{array}{c|cc} & \hat{\beta}_1 & \hat{\beta}_2 \\ \hline \hat{\beta}_1 & 0,0000102 & -0,0000914 \\ \hat{\beta}_2 & -0,0000914 & 0,0008532 \end{array} \quad (41)$$

$$\hat{\Sigma}_{\beta y_{Total}} = \begin{array}{c|ccc} & \hat{\beta}_1 & \hat{\beta}_2 & \hat{\beta}_3 \\ \hline \hat{\beta}_1 & 0,0000184 & 0,0000596 & -0,0002549 \\ \hat{\beta}_2 & 0,0000596 & 0,0013281 & -0,0021191 \\ \hat{\beta}_3 & -0,0002549 & -0,0021191 & 0,0050395 \end{array} \quad (42)$$

$$\hat{\Sigma}_{\beta y} = \begin{array}{c|cccccccc} & \hat{\beta}_{11} & \hat{\beta}_{12} & \hat{\beta}_{13} & \hat{\beta}_{21} & \hat{\beta}_{22} & \hat{\beta}_{31} & \hat{\beta}_{32} \\ \hline \hat{\beta}_{11} & 0,0000110 & 0,000036 & -0,000199 & 0,0000001 & 0,0000027 & 0,0000011 & -0,000009 \\ \hat{\beta}_{12} & 0,0000360 & 0,001566 & -0,002197 & 0,000002 & -0,00007 & -0,000009 & 0,0000868 \\ \hat{\beta}_{13} & -0,0002000 & -0,002197 & 0,005213 & -0,0000014 & 0,0000334 & -0,000006 & 0,0000359 \\ \hat{\beta}_{21} & 0,0000001 & 0,000002 & -0,000001 & 0,00000012 & -0,0000033 & 0,0000004 & -0,0000034 \\ \hat{\beta}_{22} & 0,0000030 & -0,000071 & 0,000033 & -0,0000033 & 0,0000935 & -0,000012 & 0,000103 \\ \hat{\beta}_{31} & 0,0000010 & -0,000009 & -0,000006 & 0,00000043 & -0,0000125 & 0,0000095 & -0,0000826 \\ \hat{\beta}_{32} & -0,0000090 & 0,000087 & 0,000036 & -0,0000034 & 0,000103 & -0,000083 & 0,0007499 \end{array} \quad (43)$$

A matriz variância-covariância dos resíduos das equações ajustadas simultaneamente está apresentada em (44).

$$\hat{\sigma}_{ij} = \begin{array}{c|cccc} & y_{Fuste} & y_{Galhos} & y_{Folhas} & y_{Total} \\ \hline y_{Fuste} & 0,0006123 & -0,0000266 & 0,0000573 & 0,0005347 \\ y_{Galhos} & -0,0000266 & 0,0000634 & 0,0000597 & 0,0002339 \\ y_{Folhas} & 0,0000573 & 0,0000597 & 0,0003158 & 0,0003723 \\ y_{Total} & 0,0005347 & 0,0002339 & 0,0003723 & 0,0015708 \end{array} \quad (44)$$

A matriz das correlações contemporâneas está apresentada em (45).

$$\hat{\sigma}_{ij} = \begin{array}{c|cccc} & y_{Fuste} & y_{Galhos} & y_{Folhas} & y_{Total} \\ \hline y_{Fuste} & 1,0000 & -0,1348 & 0,1302 & 0,5452 \\ y_{Galhos} & -0,1348 & 1,0000 & 0,4217 & 0,7409 \\ y_{Folhas} & 0,1302 & 0,4217 & 1,0000 & 0,5285 \\ y_{Total} & 0,5452 & 0,7409 & 0,5285 & 1,0000 \end{array} \quad (45)$$

2.3.1 COMPARAÇÃO DOS AJUSTES INDEPENDENTE E SIMULTÂNEO

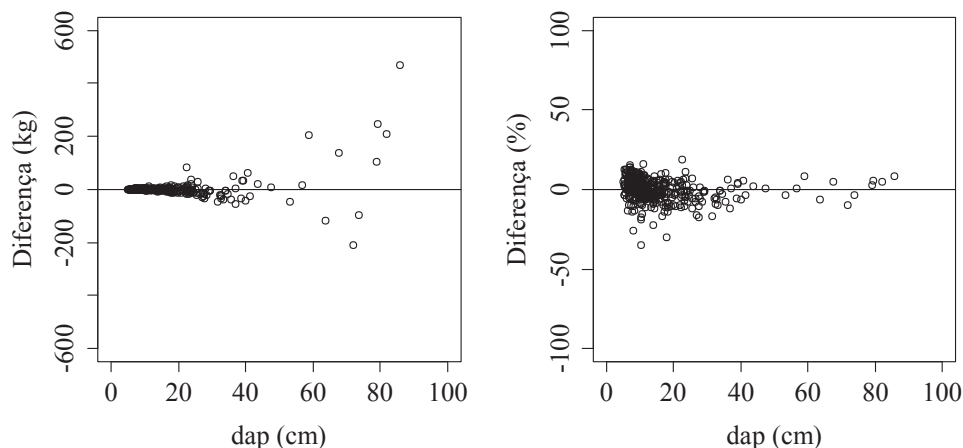
As equações ajustadas independentes e simultâneas apresentaram tendências similares de desempenho, mesmo apresentando diferenças nos

coeficientes. O sistema de equações apresentou pequena melhora numérica nas estatísticas de qualidade no ajuste em relação ao procedimento independente, ainda que o teste de Qui-Quadrado evidenciou a não diferença entre as estimativas. Sanquetta et al. (2015) estudaram o ajuste de forma simultânea de biomassa total e seus componentes para plantios *Pinus elliottii* Engelm. e encontraram pequenas diferenças entre as estatísticas de qualidade para os ajustes independentes e simultâneos. Behling et al. (2018), em sua pesquisa com componentes e biomassa total acima do solo em povoamentos de *Acacia mearnsii* De Wild., encontraram tendências similares para as estatísticas de qualidade entre as equações ajustadas, por meio dos dois procedimentos. Essas discussões foram feitas com espécies plantadas, porque no Brasil não se tem estudos com ajuste simultâneo para florestas nativas.

Para os componentes fuste, galhos e folhas, as maiores diferenças foram observadas para o intercepto das equações ($\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_{11}$), que variaram entre -24,18 e 4,91%, respectivamente, já os demais coeficientes variaram de -2,40 a 4,91%. Para as estatísticas de precisão, o componente galhos apresentou as maiores diferenças para \bar{R}^2 , CV% e AIC, que foram de -1,02, 5,99 e 0,73%, respectivamente. Para os componentes fuste e folhas todas as estatísticas de precisão variaram de -0,31 a 2,48%.

Os estimadores gerados pelos dois procedimentos não apresentaram diferença significantes (teste de Qui-quadrado: fuste = 10,7^{ns}; galhos = 62,7^{ns}; folhas = 0,1^{ns}; total = 200,3^{ns}). As estimativas de biomassa por meio do ajuste independente não resultaram, entretanto, em valores consistentes biologicamente, ou seja, $\hat{y}_{Fuste} + \hat{y}_{Galhos} + \hat{y}_{Folhas} - \hat{y}_{Total} \neq 0$. A não aditividade das equações independentes para árvores não apresentou tendência, ou seja, apresentou valores positivos e negativos em todas as classes de diâmetro (FIGURA 2.3) e essas diferenças variaram entre -34,89 e 19,02%. Na FIGURA 2.3A a maior diferença de não aditividade foi de 467,45 kg para uma árvore de 85 cm de *dap* e essa diferença representa aproximadamente 22% de toda a biomassa das árvores com *dap* entre 5 e 10 cm utilizadas neste estudo. Esses resultados demonstram a importância de se considerar a aditividade das equações dos componentes de biomassa e a biomassa total na modelagem.

FIGURA 2.3 - NÃO ADITIVIDADE DA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO ESTIMADA POR MEIO DO AJUSTE INDEPENDENTE EM FUNÇÃO DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (*dap*) EM ÁRVORES DE FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.



A não aditividade dos componentes de biomassa é uma propriedade indesejável, pois essas estimativas inconsistentes biologicamente são propagadas das estimativas de árvores para toda a unidade de área (Mg.ha^{-1}), ou seja, afeta a estimativa do inventário de biomassa (BEHLING et al., 2018). Alguns autores mencionam que, para aproveitar os estimadores já desenvolvidos sem considerar a aditividade dos componentes, a biomassa total pode ser tomada como a soma de seus componentes (SANQUETTA et al., 2015; BEHLING, 2016).

A eficiência dos estimadores é uma análise muito importante para evidenciar qual forma de ajuste resultou na variância mínima, ou seja, propiciando intervalos de confiança menores. O ajuste simultâneo apresentou variância menor para os componentes e biomassa total acima do solo e esse resultado está associado à utilização da correlação entre os componentes para estabelecer a variância das estimativas (BEHLING et al., 2018). A precisão dos intervalos de confiança foi maior para o ajuste simultâneo, evidenciando a melhor eficiência dos estimadores dos componentes e biomassa total acima do solo pelo método WNSUR (FIGURA 2.4). Os intervalos de confiança para os componentes galhos e folhas, no ajuste simultâneo, apresentam menor dispersão dos dados quando comparado com o ajuste independente, devido as diferenças de precisões resultantes da aplicação dos dois procedimentos (FIGURA 2.5). Por exemplo, uma árvore com 75 cm de *dap* apresentou para o componente galhos $1971,6 \pm 285,6$ e $1874,1 \pm 128,8$ kg de biomassa estimada pelos ajustes independente e simultâneo, respectivamente, evidenciando os ganhos em precisão do ajuste simultâneo.

FIGURA 2.4 – PRECISÕES DOS INTERVALOS DE CONFIANÇA PARA AS ESTIMATIVAS DE BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (D) E SEUS COMPONENTES FUSTE (A), GALHOS (B) E FOLHAS (C) PELO AJUSTE INDEPENDENTE (ENGLS) E SIMULTÂNEO (WNSUR) EM FUNÇÃO DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (*dap*) EM FLORESTAS NO SUL DO BRASIL.

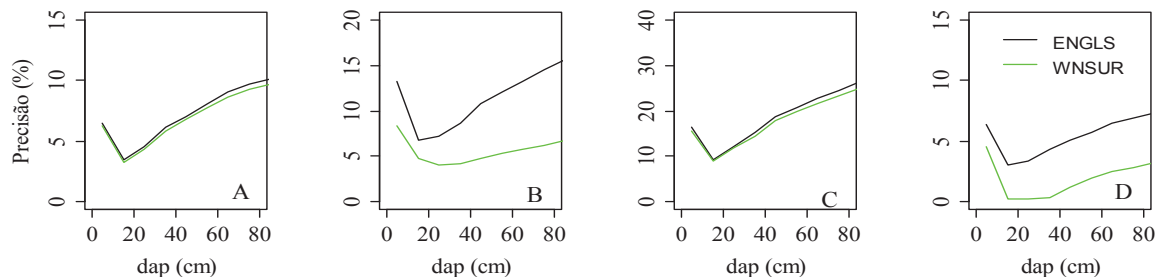
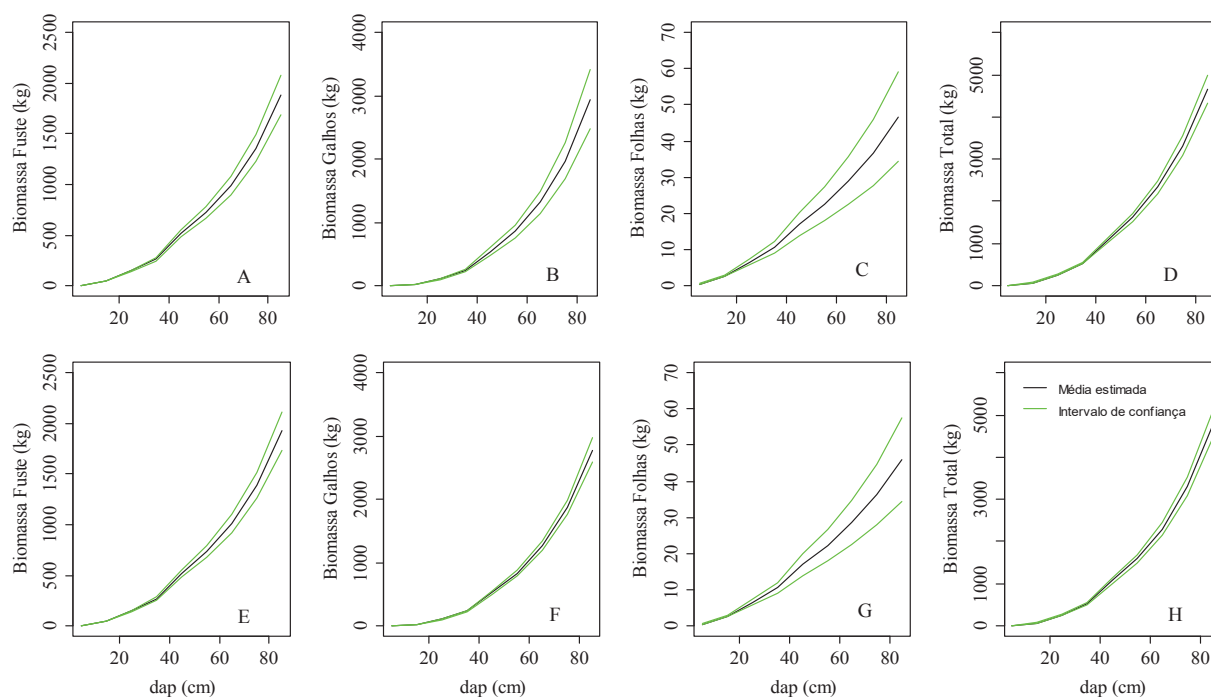


FIGURA 2.5 - INTERVALOS DE CONFIANÇA DA MÉDIA PARA OS COMPONENTES E A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO ESTIMADA POR MEIO DO AJUSTE INDEPENDENTE (A, B, C E D) E SIMULTÂNEO (E, F, G E H) EM FUNÇÃO DO DIÂMETRO A 1,3 METROS DO SOLO (*dap*) EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.



Com os intervalos de confiança menos esparsos obtidos por meio do ajuste simultâneo, fica evidente que essa metodologia deve ser empregada para gerar estimadores de biomassa mais eficientes. Alguns pesquisadores comentam que o ajuste simultâneo, provavelmente, propicia menores intervalos de confiança quando comparado com o ajuste independente, pois a amostragem de biomassa de componentes e biomassa total não ocorrem de forma independente (PARRESOL, 1999; 2001; SANQUETTA et al., 2015; ZHAO et al., 2016; WANG et al., 2018).

De forma geral, considerando as análises de desempenho das equações, consistência biológica e eficiência dos estimadores, os estimadores gerados pelo ajuste simultâneo são superiores ao ajuste independente. Essa melhora nos estimadores é importante na obtenção de estimativas de biomassa em inventários florestais, pois os erros das equações devem ser considerados no erro amostral total (CUNIA, 1987).

2.4 CONCLUSÕES

As equações obtidas de forma simultâneo apresenta melhora em relação ao ajuste independente concernente ao seu desempenho.

Os estimadores independentes não apresentam consistência biológica, ou seja, as biomassas dos componentes e total acima do solo não são aditivas.

Os estimadores obtidos de forma simultânea (regressões aparentemente não relacionadas) são aditivos, dado esse procedimento ter sido equacionado estatisticamente de forma apropriada, forçando a soma das biomassas dos componentes se igualar à biomassa total acima do solo.

O ajuste simultâneo apresenta maior eficiência quando comparado ao ajuste independente, devido a modelagem considerar as informações de variância e covariância dos componentes de biomassa e biomassa total.

O ajuste simultâneo apresenta melhores propriedades estatísticas e biológicas para gerar estimadores dos componentes e da biomassa total acima do solo em nível de árvore, em florestas nativas no Sul do Brasil.

2.5 REFERÊNCIAS

AFFLECK, D. L. R.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Additive nonlinear biomass equations: a likelihood-based approach. **Forest Science**, v.62, n.2, p.129–140, 2016.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v.19, n.6, p.716-723, 1974.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J. W.; CARON, B. O.; BORELLA, J.; COSTA JÚNIOR, S.; BREUNIG, F. M. Vertical distribution of aboveground biomass in a seasonal deciduous forest. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.12, n.3, p.361-365, 2017.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J. W.; CARON, B. O.; BREUNIG, F. M.; BORELLA, J.; CARVALHO, R. R. Modelling of allometric equations for biomass estimate in deciduous forest. **Revista Floresta**, v.49, n.1, p.143-154, 2019.

BASUKI, T. M.; VAN LAAKE, P. E.; SKIDMORE, A. K.; HUSSIN, Y. A. Allometric equations for estimating the above-ground biomass in tropical lowland *Dipterocarp* forest. **Forest Ecology and Management**, v. 257, p. 1684-1694, 2009.

BEHLING, A.; PÉLLICO NETTO, S.; SANQUETTA, C.R.; DALLA CORTE, A.P.; AFFLECK, D.L.R.; RODRIGUES, A.L.; BEHLING, M. Critical analyses when modeling tree biomass to ensure additivity of its components. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v.90, n.2, p. 1759-1774, 2018.

BI, H.; LONG, Y.; TURNER, J.; LEI, Y.; SNOWDON, P.; LI, Y.; HARPER, R.; ZERIHUN, A.; XIMENES, F. Additive prediction of aboveground biomass for *Pinus radiata* (D. Don) plantations. **Forest Ecology and Management**, v. 259, p. 2301-2314, 2010.

BLUJDEA, V. N. B.; PILLI, R.; CIUVAT, L.; ABRUDAN, I. V. Allometric biomass equations for young broadleaved trees in plantations in Romania. **Forest Ecology and Management**, v. 264, p. 172-184, 2012.

BROWN, J.K. **Weight and density of crowns of Rocky Mountain conifers**. USDA For. Serv., Res. Pap. INT-197, Intermountain Forest and Range Experiment Station, Ogden, UT. 1978. 56 p.

CHATURVEDI, R. K.; RAGHUBANSHI, A. S. Allometric models for accurate estimation of aboveground biomass of teak in tropical dry forests of India. **Forest Science**, v.61, n.5, p.938–949, 2015.

CHAVE, J.; ANDALO, C.; BROWN, S.; CAIRNS, M. A.; CHAMBERS, J. Q.; EAMUS, D.; FÖLSTER, H.; FROMARD, F.; HIGUCHI, N.; KIRA, T.; LESCURE, J. P.; NELSON, B. W.; OGAWA, H.; PUIG, H.; RIÉRA, B.; YAMAKURA, T. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. **Oecologia**, v.145, p.87–99, 2005. doi:10.1007/s00442-005-0100-x

CHAVE, J.; RÉJOU-MÉCHAIN, M.; BÚRQUEZ, A.; CHIDUMAYO, E.; COLGAN, M. S.; DELITTI, W. B. C.; DUQUE, A.; EID, T.; FEARSIDE, P. M.; GOODMAN, R. C.; HENRY, M.; MARTÍNEZ-YRÍZAR, A.; MUGASHA, W. A.; MULLER-LANDAU, H. C.; MENCUCCINI, M.; NELSON, B. W.; NGOMANDA, A.; NOGUEIRA, E. M.; ORTIZ-MALAVASSI, E.; PÉLISSIER, R.; PLOTON, P.; RYAN, C. M.; SALDARRIAGA, J. G.; VIEILLEDENT, G. Improved allometric models to estimate the aboveground biomass of tropical trees. **Global Change Biology**, 2014. doi: 10.1111/gcb.12629

CIENCIALA, E.; CERNÝ, M.; TATARINOV, F.; APLTAUER, J. Biomass functions applicable to scots pine. **Trees**, v. 20, p. 483-495, 2006.

CUNIA, T. Error of forest inventory estimates: its main components. In: WHARTON, E.H.; CUNIA, T. **Estimating tree biomass regressions and their error. Proceedings of the workshop on tree biomass regression functions and their contribution to the error of forest inventory estimates**. USDA: For. Serv. Gen., 1987. p. 1-13.

CUNIA, T.; BRIGGS, R. D. Forcing additivity of biomass tables—some empirical results. **Canadian Journal of Forest Research**, v.14, p.376-384, 1984.

DJOMO, A. N.; CHIMI, C. D. Tree allometric equations for estimation of above, below and total biomass in a tropical moist forest: Case study with application to remote sensing. **Forest Ecology and Management**, v.391, p.184–193, 2017.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Seventh Edition, Pearson, 2012. 1238p.

HALLÉ, F. Arquitectura de los árboles. **Boletín de la Sociedad Argentina de Botánica**, v.45, n.3-4, p.405-418. 2010.

MAGALHÃES, T. M. Allometric equations for estimating belowground biomass of *Androstachys johnsonii* Prain. **Carbon Balance Management**. v.10, n.1, artigo.16, p.1–15, 2015.

NGOMANDA, A.; OBIANG, N. L. E.; LEBAMBA, J.; MAVOUROULOU, Q. M.; GOMAT, H.; MANKOU, G. S.; LOUMETO, J.; IPONGA, D. M.; DITSOUGA, F. K.; KOUMBA, R. Z.; BOBÉ, K. H. B.; OKOUYI, C. M.; NYANGADOUMA, R.; LÉPENGUÉ, N.; MBATCHI, B.; PICARD, N. Site-specific versus pantropical allometric equations: Which option to estimate the biomass of a moist central African forest?. **Forest Ecology and Management**. v.312, p.1–9, 2014.

OLIVEIRA, N.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R.; HERNÁNDEZ, M. J.; CAÑELLAS, I.; SIXTO, H.; PÉREZ-CRUZADO, C. Improving biomass estimation in a *Populus* short rotation coppice plantation. **Forest Ecology and Management**, v.391, p.194–206, 2017.

PARRESOL, B.R. Additivity of nonlinear biomass equations. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 31, p. 865-878, 2001.

PARRESOL, B.R. Assessing tree and stand biomass: a review with examples and critical comparisons. **Forest Science**, v. 45, p. 573-593, 1999.

PICARD, N.; SAINT-ANDRÉ, L.; HENRY, M. **Manual for building tree volume and**

biomass allometric equations: from field measurement to prediction. Rome e Montpellier: Food and Agricultural Organization of the United Nations and Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, 2012. 215p.

RATUCHNE, L. C. **Biomassa e carbono: equações e dinâmica em fragmentos de floresta ombrófila mista no Paraná.** Curitiba: Universidade Federal do Paraná (Tese de Doutorado). 2015, 102p.

SANQUETTA, C. R.; BEHLING, A.; DALLA CORTE, A. P.; PÉLLICO NETTO, S.; SCHIKOWSKI, A. B.; AMARAL, M. K. Simultaneous estimation as alternative to independent modeling of tree biomass. **Annals of Forest Science**, v.72, p.1099–1112, 2015.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, v. 47, n. 9, p. 719-734, 1933.

SILESHI, G. W. A critical review of forest biomass estimation models, common mistakes and corrective measures. **Forest Ecology and Management**, v.329, p.237-254, 2014.

SPURR, S. H. **Forest inventory.** New York: The Ronald Press Company, 1952. 476 p.

STAS, S. M.; RUTISHAUSER, E.; CHAVE, J.; ANTEN, N. P. R.; LAUMONIER, Y. Estimating the aboveground biomass in an old secondary forest on limestone in the Moluccas, Indonesia: Comparing locally developed versus existing allometric models. **Forest Ecology and Management**, v.389, p.27–34, 2017.

STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H, DICKEY, D.A. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach.** 3 rd. New York: McGraw-Hill, 1996. 672 p.

VERES, Q. J. I. **Fitossociologia, dinâmica e biomassa de um fragmento da floresta estacional semidecidual - Paraná.** Iratí: Universidade Estadual do Centro-Oeste (Dissertação de Mestrado). 2012, 99 p.

WANG, X.; ZHAO, D.; LIU, G.; YANG, C.; TESKEY, R.O. Additive tree biomass equations for *Betula platyphylla* Suk. plantations in Northeast China. **Annals of Forest Science**, v.75, 60, 2018.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroskedasticity. **Econometrica**, v.48, p.817-838, 1980.

ZENG, W. S.; ZHANG, H. R.; TANG, S. Z. Using the dummy variable model approach to construct compatible single-tree biomass equations at different scales – a case study for Masson pine (*Pinus massoniana*) in southern China. **Canadian Journal of Forest Research**, v.41, p.1547-1554, 2011.

ZIANIS, D.; SPYROGLOU, G.; TIAKAS, E.; RODOGLOU, K. M. Bayesian and classical models to predict aboveground tree biomass allometry. **Forest Science**, v.62, n.3, p.247–259, 2016.

ZHAO, D.; KANE, M.; MARKEWITZ, D.; TESKEY, R.; CLUTTER, M. Additive tree biomass equations for midrotation loblolly pine plantations. **Forest Science**, v.61, n.4, p.316–623, 2015.

3 ESTIMADORES POR RAZÃO PARA BIOMASSA ACIMA DO SOLO E SEUS COMPONENTES EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL

RESUMO

Os pesquisadores de biomassa florestal buscam desenvolver ou encontrar métodos simples de serem aplicados, que resultem em estimadores com melhor desempenho e propiciem a aditividade dos componentes de biomassa. Com isso, o presente trabalho teve como objetivo avaliar o desempenho e a consistência biológica dos estimadores por razão para biomassa total acima do solo e de seus componentes em florestas nativas, no Sul do Brasil e os comparar com o procedimento WNSUR. Os dados são oriundos de oito áreas localizadas no Paraná e Rio Grande do Sul, Brasil, onde foram coletadas informações de diâmetro a 1,3 m do solo (*dap*), alturas (total, fuste e copa), biomassa total acima do solo e seus componentes: fuste, galhos e folhas. Para o ajuste das equações de razão, foi utilizada a estimativa do volume do cilindro com base no diâmetro quadrático médio (\hat{v}_{ci}) como variável independente e as biomassas, total acima do solo e dos componentes fuste, galhos e folhas, como as variáveis dependentes. Devido a detecção de heteroscedasticidade nos estimadores por razão, os dados foram estratificados em dois estágios, o primeiro por classes de *dap* e o segundo por coeficiente angular da razão entre a biomassa total acima do solo e o \hat{v}_{ci} de cada árvore. Para agrupar as árvores no segundo estágio a *posteriori* foi aplicada a análise discriminante em função dos coeficientes angulares entre a biomassa total e o \hat{v}_{ci} de cada árvore. Para as classes de *dap* menores que 20 cm, os estimadores por razão e regressão (WNSUR) foram semelhantes para biomassa total acima do solo, já para as classes acima de 20 cm os estimadores por razão apresentaram precisões melhores. As estatísticas viés, MAE, MSE e RMSE comprovaram melhores desempenhos dos estimadores por razão nas classes de diâmetro acima de 20 cm, quando comparadas ao WNSUR. Na classe de *dap* acima de 40 cm os estimadores por razão da biomassa total acima do solo apresentaram 6,1% de erro padrão, redução de 66,8% quando comparado com o procedimento WNSUR (s_{yx} = 18,4%). Os estimadores por razão propiciam a aditividade de forma natural dos componentes de biomassa e no caso do WNSUR a aditividade foi forçada. Com esses resultados, os estimadores por razão são mais apropriados, pois a

aditividade ocorre de forma natural e as precisões são melhores nas classes de *dap* acima de 20 cm quando comparado com o WNSUR.

Palavras chave: Aditividade dos componentes de biomassa, diâmetro quadrático médio, WNSUR.

ABSTRACT

Researchers of forest biomass seek to develop or find simple methods to be applied to data in order to achieve better performance of the estimators and provide the additivity of the biomass components. The objective of this work was to evaluate the performance and biological consistency of the estimators by ratio of total biomass aboveground and its components in natural forests in southern Brazil and to compare them with the WNSUR procedure. Data precede from eight areas located in Paraná and Rio Grande do Sul, Brazil, and were collected for *dbh* at 1.3 m aboveground, heights (total, stem and crown), total biomass aboveground, and its components: stem, branches and leaves. For the adjustment of the ratio equations, the cylinder volume estimation based on the mean root mean square diameter (\hat{v}_{ci}) was used as the independent variable and the biomasses, total aboveground and the components stem, branches and leaves, as the dependent variables. Due to the detection of heteroscedasticity in the ratio estimates, the data were stratified in two stages, the first by *dbh* classes and the second by angular coefficient of the ratio between the total biomass aboveground and the \hat{v}_{ci} of each tree. In order to group the trees in the second stage a posteriori, the discriminant analysis was applied as a function of the angular coefficients between the total biomass and the \hat{v}_{ci} of each tree. For the *dbh* classes smaller than 20 cm, the ratio and regression estimators (WNSUR) were similar for total biomass aboveground, whereas for the classes above 20 cm, the ratio estimators presented better precision. The bias, MAE, MSE and RMSE statistics showed better performance of the estimators by ratio in the diameter classes over 20 cm, when compared to the WNSUR. In the *dbh* class above 40 cm the total biomass estimators aboveground resulted a 6.1% standard error, a reduction of 66.8% when compared to the WNSUR procedure (s_{yx} = 18.4%). Ratio estimators provide the natural additivity of the biomass components and in the case of WNSUR the additivity was forced. With these results the ratio estimators are more appropriate because the

additivity is given naturally, and the precisions are better in the *dbh* classes above 20 cm when compared to the WNSUR.

Keywords: Additivity of biomass components, mean square diameter, WNSUR.

3.1 INTRODUÇÃO

A biomassa das florestas tropicais e subtropicais vem sendo estudada para diversas finalidades, destacando a crescente demanda de informações sobre estoques de carbono, modelos de crescimento e dinâmica das florestas. Com isso, as variáveis biomassa total e seus componentes estão sendo incluídas nos relatórios de inventários florestais (AFFLECK e DIÉGUEZ-ARANDA, 2016). A mensuração dessas variáveis pela via destrutiva demanda muito tempo e geram altos custos, quando comparada com outras variáveis dendrométricas (BALBINOT et al., 2017; BEHLING et al., 2018). Uma alternativa para diminuir tempo e custo é o uso de equações alométricas, que geralmente utilizam o diâmetro a 1,3 m do solo e a altura total da árvore como variáveis independentes nas equações (BROWN, 1997; PÉLLICO NETTO e BEHLING, 2019; BALBINOT et al., 2019).

Na literatura são encontradas centenas de equações alométricas (BROWN, 1978; CHAVE et al., 2005; ZIANIS et al., 2005; PICARD et al., 2012; NGOMANDA et al., 2014; CHAVE et al., 2014; CHATURVEDI e RAGHUBANSKI, 2015; MAGALHÃES, 2015; ZHAO et al., 2015; AFFLECK e DIÉGUEZ-ARANDA, 2016; ZIANIS et al., 2016; DJOMO e CHIMI, 2017; STAS et al., 2017; VARGAS-LARRETA et al., 2017; WANG et al., 2017; WANG et al., 2018) que visam estimar biomassa total acima do solo e de seus componentes para diferentes espécies ou tipologias florestais. Porém, inúmeras delas não atendem ao princípio da aditividade. Parresol (2001) afirmou que os estimadores de biomassa total e seus componentes devem ser compatíveis, ou seja, os estimadores dos componentes de biomassa devem ser aditivos, em que sua soma é igual a biomassa total.

O conceito de aditividade foi introduzido na modelagem de biomassa florestal por Kozak (1970), posteriormente vários pesquisadores aplicaram diferentes procedimentos para forçá-la nas equações dos componentes de biomassa (CUNIA e BRIGGS, 1984, 1985; REED e GREEN, 1985; PARRESOL, 2001). No final do século

XX e início do século XXI alguns pesquisadores (PARRESOL, 1999, 2001; SANQUETTA et al., 2015; ZHAO et al., 2015) aplicaram os modelos de regressões lineares aparentemente não-relacionadas (SUR) e regressões não lineares aparentemente não-relacionadas (NSUR) para alcançar a aditividade das equações e obter estimadores com menor variância.

Frequentemente os resíduos na modelagem da biomassa são heteroscedásticos, em que a variância é proporcional à média. Isso induz a erros nas conclusões em testes de significância e intervalos de confiança, e uma solução encontrada é aplicar ponderação na modelagem (GREENE, 2012; BEHLING et al., 2018), para obtenção dos estimadores SUR ponderados (WSUR) e NSUR ponderados (WNSUR). Esses procedimentos são ajustados simultaneamente por meio de um sistema de equações, no qual a equação para a biomassa total é composta pelas equações dos componentes de biomassa, adicionada de uma estrutura de pesos para modelar a variância dos resíduos.

Os componentes de biomassa na equação de biomassa total propiciam a aditividade do sistema de equações. O procedimento WNSUR confere aditividade às equações e correção da heteroscedasticidade, conforme demonstrado por Behling et al. (2018). O único inconveniente do procedimento WNSUR é a necessidade de conhecer a modelagem não linear, que a técnica exige. Dessa forma, os pesquisadores devem priorizar a aplicação ou desenvolvimento de procedimentos mais simples em seus trabalhos com modelagem de biomassa. Com essas evidências é interessante desenvolver uma metodologia com cálculos mais simples e que produzam resultados satisfatórios como o WNSUR, especialmente para aplicação em biomassa de florestas nativas, devido à dificuldade que os cálculos do WNSUR apresentam.

Cochran (1953) e Sukhatme (1954) apresentaram os estimadores por razão, um procedimento mais simples de se aplicar que os estimadores por regressão. Posteriormente, outros pesquisadores aplicaram os estimadores por razão para florestas, estudando área foliar (SWANK e SCHREUDER, 1974), área basal (WILLIAMS, 2001), volume total de árvores (CORONA e FATTORINI, 2008) e biomassa arbórea (SWANK e SCHREUDER, 1974; SNOWDON, 1992). Os estimadores por razão apresentam maior facilidade de aplicação quando comparados aos estimadores por regressão. Com a utilização da mesma variável independente para as equações de biomassa total e de seus componentes, a aditividade dos

componentes se dará de forma natural, ou seja, sem a necessidade de forçá-la, como realizado nos estimadores por regressão, SUR ou NSUR.

Os estimadores por razão podem apresentar heteroscedasticidade nos resíduos, devido a variância ser proporcional a média em dados de biomassa de florestas nativas com grandes amplitudes diamétricas e uma alternativa para solucionar este problema é a estratificação dos dados. Essa estratificação pode ser em multiestágios para alcançar as precisões almejadas: o primeiro estágio pode ser o tamanho das árvores, ou seja, estratificar por classes de diâmetro pode solucionar o problema de heteroscedasticidade. Para propiciar a obtenção de melhores precisões dos estimadores por razão, um segundo estágio pode ser adicionado. Dessa forma, como serão classificadas as árvores dentro do segundo estágio? A análise discriminante pode auxiliar na aglutinação das árvores dentro dos grupos no segundo estágio.

Segundo Hair et al. (2009), a análise discriminante consiste em fornecer funções discriminantes para se obter a classificação a posteriori, nas quais a variável dependente é categórica, composta por dois ou mais grupos e as variáveis independentes são de natureza métricas (quantitativas) ou intervalar (qualitativas). Esse método tem como objetivo; i) estabelecer funções que melhor discrimine os grupos; ii) analisar se existem diferenças significantes entre os grupos; iii) identificar as variáveis independentes que mais contribuem para as diferenças entre os grupos; iv) classificar as árvores em um dos grupos a priori, com base nas variáveis independentes; v) analisar com precisão a classificação dos grupos. No presente estudo o objetivo foi avaliar a classificação dos grupos *a posteriori*.

Com base em todos esses relatos as seguintes hipóteses foram testadas: i) os estimadores por razão não diferem do procedimento WNSUR em relação ao desempenho das equações, dado ambos estimadores terem sido desenvolvidos visando o mesmo objetivo: minimizar a soma de quadrado dos resíduos; ii) ambos estimadores são biologicamente consistentes (estimativas dos componentes compatíveis com o total), pois para WNSUR, a equação do total é dada pela soma das equações dos componentes, enquanto para a razão, a equação do total é o resultado natural da soma das equações dos componentes.

Com essas hipóteses o presente trabalho teve os seguintes objetivos: i) verificar qual estimador por razão é mais apropriado, para todo o banco de dados ou estratificado em dois estágios, em relação à heteroscedasticidade; ii) avaliar se a

estratificação em dois estágios propicia melhorias quanto ao desempenho dos estimadores; iii) comparar os resultados obtidos por meio da razão com o procedimento WNSUR (Capítulo 2), quanto ao desempenho e aditividade dos estimadores, com dados de biomassa total acima do solo e seus componentes oriundos de florestas nativas do Sul do Brasil.

3.2 MATERIAL E MÉTODOS

Especificações das áreas de estudo então apresentadas no item 1.4.

Os volumes totais das árvores foram calculados por meio do método apresentado por Ebling (2016), o qual consiste em encontrar o fator de forma para cada árvore, como apresentado em (45) e posterior aplicação na fórmula volumétrica definida em (46).

$$f_i = \left(\frac{h_{ti}}{d_{0i}} \right)^{\hat{\alpha}_l} \quad (45)$$

$$\hat{v}_{ti} = h_{ti} \cdot g_{0i} \cdot f_i \quad (46)$$

Em que: f_i é o fator de forma da árvore i ; h_{ti} é a altura total da árvore i , em m; d_{0i} é o diâmetro a zero metros do solo para a árvore i , em m; $\hat{\alpha}_l$ é o valor estimado de alfa para o estrato l de d_{0i} ; g_{0i} é a área transversal para a árvore i com base no seu d_{0i} , em m²; \hat{v}_{ti} é o volume estimado para a árvore i , em m³.

O d_{0i} pode ser encontrado de duas maneiras, (i) sua mensuração direta, que é comumente efetuada quando da obtenção da biomassa após coleta destrutiva e, (ii) por meio da metodologia proposta por Gray (1956). Esse pesquisador mencionou que o d_0 pode ser encontrado com base no intercepto da relação entre as alturas total e 1,3 metros do solo, e seus respectivos diâmetros quadráticos, que na altura total corresponde a zero, conforme exemplificado por Ebling (2016). Em nível experimental os dois métodos foram aplicados e o método de Gray (1956) foi escolhido, por apresentar menos influência de irregularidades na base do fuste devido as sapopemas, mas esse não sendo objetivo deste trabalho não foi demonstrado. O $\hat{\alpha}_j$ foi obtido em um polinômio (47) ajustado para dados experimentais de florestas

tropicais, desenvolvido por Péllico Netto e Ebling (2019)¹ e no presente trabalho foram considerados quatro classes de d_0 , em que, x corresponde ao estrato de d_0 .

$$\hat{\alpha}_j = -0,002x^2 + 0,018x - 0,1702 \quad (47)$$

Com o volume total estimado de cada árvore i foi encontrado o seu respectivo diâmetro quadrático médio (d_{qi}^2), como apresentados em (48), posteriormente foi estimado o volume do cilindro com base no d_{qi}^2 (49).

$$d_{qi}^2 = \frac{\hat{v}_{ti} \cdot 4}{\pi \cdot h_{ti}} \quad (48)$$

$$\hat{v}_{ci} = \frac{d_{qi}^2 \cdot \pi \cdot h_{ti}}{4} \quad (49)$$

Em que: d_{qi}^2 é o diâmetro quadrático médio da árvore i , em m^2 ; \hat{v}_{ci} é o volume estimado para a árvore i , em m^3 ; h_{ti} é a altura total da árvore i , em m e π é a constante Pi (3,1415...).

Para o ajuste das equações de razão foram utilizadas a biomassa total acima do solo e seus componentes fuste, galhos e folhas, como as variáveis dependentes e o \hat{v}_{ci} como variável independente em todas as equações. O modelo de razão está apresentado em (50) e toda a derivação está demonstrada em Péllico Netto e Behling (2019).

$$\hat{R}_m = \frac{\sum_{i=1}^n y_{mi}}{\sum_{i=1}^n x_i} \quad (50)$$

Em que: \hat{R}_m é o coeficiente angular estimado para cada componente m de biomassa, em $kg \cdot m^{-3}$; y_{mi} é a biomassa do componente m da árvores i , em kg ; x_i é o \hat{v}_{ci} da árvore i , em m^3 , obtido em 49.

A variância, desvio padrão e erro padrão em percentagem estão apresentados de (51) a (53), respectivamente.

$$s_{\hat{y}_m}^2 = \frac{N(N-n)}{n(n-1)} \sum_{m=1}^M (y_{mi} - \hat{R}_m x_i)^2 \quad (51)$$

$$s_{\hat{y}_m} = \sqrt{\frac{N(N-n)}{n(n-1)} \left(\sum_{m=1}^M y_{mi}^2 - 2\hat{R}_m \sum_{m=1}^M y_{mi} x_i + \hat{R}_m^2 \sum_{m=1}^M x_i^2 \right)} \quad (52)$$

¹ PÉLLICO NETTO, S.; EBLING, A. A. **Nova metodologia para determinação do volume de árvores em florestas heterogêneas**. Curitiba, 2019. Em fase de elaboração.

$$s_{yx_m} \% = \frac{s_{\hat{y}_m}}{\bar{y}_m} 100 \quad (53)$$

Em que: $s_{\hat{y}_m}^2$ é a variância da estimativa do componente de biomassa m , em kg^2 ; $s_{\hat{y}_m}$ é o erro padrão para o componente de biomassa m , em kg ; s_{yx_m} é o erro padrão em percentagem da estimativa para o componente de biomassa m , em %; n é o número de árvores na amostra; N é número total de árvores da floresta; \hat{R}_m é o coeficiente angular estimado para o componente de biomassa m , em $\text{kg} \cdot \text{m}^{-3}$; y_{mi} é a biomassa do componente m da árvore i , em kg ; x_i é o \hat{v}_{ci} da árvore i , em m^3 .

Com base nos estimadores por razão a modelagem da biomassa pode ser realizada com os seguintes passos:

- (i) Passo 1: Separar os componentes de biomassa da árvore.
- (ii) Passo 2: Quantificar ou estimar o volume total da árvore, incluindo os galhos.
- (iii) Passo 3: Calcular o volume do cilindro com base no diâmetro quadrático médio de cada árvore.
- (iv) Passo 4: Ajustar as razões para a biomassa total acima do solo e seus componentes, com base nos volumes dos cilindros das árvores.
- (v) Passo 5: Com os estimadores por razão ajustados, verificar se os resíduos são homoscedásticos e se as precisões atenderam as especificações propostas.
- (vi) Passo 6: Com resíduos homoscedásticos e alcance das precisões desejadas a modelagem se dá por concluída.

Nos casos que os estimadores por razão apresentarem heteroscedasticidade, uma alternativa para superar esse problema é a estratificação das árvores por tamanho (classes de dap). Um segundo estágio de estratificação pode propiciar melhores precisões e também contribuir para obter homoscedasticidade dos resíduos, dessa forma os estimadores de variância, desvio padrão e erro padrão da estimativa em percentagem estão apresentados em (54) a (56), respectivamente, para os dois estágios de estratificação.

$$s_{\hat{y}_{mjk}}^2 = \frac{N(N-n)}{n(n-1)} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M (y_{imjk}^2 - 2\hat{R}_{mjk})^2 \quad (54)$$

$$s_{\hat{Y}_{mjk}} = \sqrt{\frac{N(N-n)}{n(n-1)} \left(\sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M y_{imjk}^2 - 2\hat{R}_{mjk} \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M y_{imjk} x_{ijk} + \hat{R}_{mjk}^2 \sum_{j=1}^J \sum_{k=1}^K \sum_{m=1}^M x_{ijk}^2 \right)} \quad (55)$$

$$s_{yx_{mjk}} \% = \frac{s_{\hat{Y}_{mjk}}}{\bar{y}_{mjk}} 100 \quad (56)$$

Em que: $s_{\hat{Y}_{mjk}}^2$ é a variância para a estimativa do componente de biomassa m , da classe j de *dap* e classe k de coeficiente angular, em kg^2 ; $s_{\hat{Y}_{mjk}}$ é o erro padrão da estimativa para o componente de biomassa m , da classe j de *dap* e classe k de coeficiente angular, em kg ; $s_{yx_{mjk}} \%$ é o erro padrão em percentagem da estimativa para o componente de biomassa m , da classe j de *dap* e classe k de coeficiente angular, em $\%$; n é o número de unidades amostrais; N é número total de árvores da floresta; \hat{R}_{mjk} é o coeficiente angular estimado para o componente de biomassa m , da classe j de *dap* e classe k de coeficiente angular, em $\text{kg} \cdot \text{m}^{-3}$; y_{imjk} é a biomassa do componente m , da classe j de *dap*, da classe k de coeficiente angular e da árvore i , em kg ; x_{ijk} é o \hat{v}_{ci} da classe j de *dap*, da classe k de coeficiente angular e da árvore i , em m^3 ; \bar{y}_{mjk} é média da biomassa de cada componente m das árvores da classe j de *dap* e da classe k de coeficiente angular, em m^3 .

Com base nos estimadores por razão e formas de estratificação, apresentados anteriormente, a modelagem da biomassa pôde ser realizada seguindo-se os seguintes passos:

- (i) Passo 1: Separar os componentes de biomassa da árvore.
- (ii) Passo 2: Quantificar ou estimar o volume total da árvore, incluindo os galhos.
- (iii) Passo 3: Calcular o volume do cilindro com base no diâmetro quadrático médio de cada árvore.
- (iv) Passo 4: Ajustar razões para todas as árvores, com base na biomassa total e no volume dos cilindros das árvores.
- (v) Passo 5: Estabelecer a estratificação das árvores por classes de *dap*.
- (vi) Passo 6: Estabelecer a estratificação das árvores por classes de coeficiente angular dentro de cada classe de *dap*.

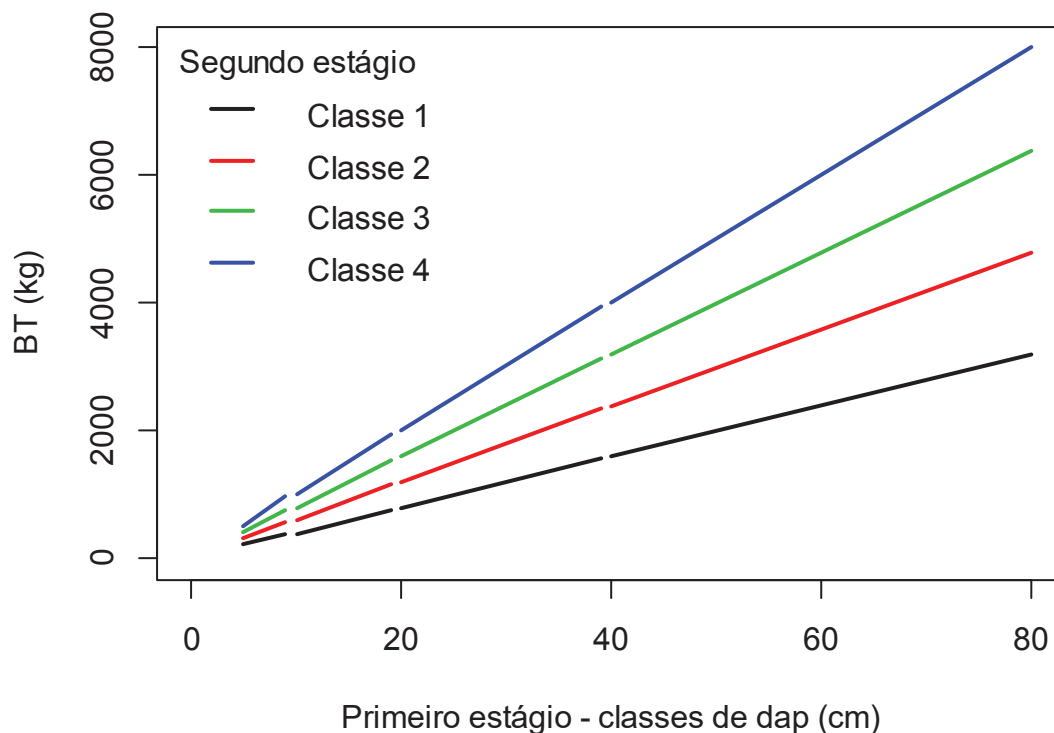
- (vii) Passo 7: Aplicar a análise discriminante dentro das classes de *dap*, para verificar se a estratificação por classes de coeficiente angular foi apropriada.
- (viii) Passo 8: Realocar as árvores dentro das classes de coeficiente angular conforme a análise discriminante.
- (ix) Passo 9: Gerar os estimadores por razão dentro de cada classe de *dap* e para cada classe de coeficiente angular.
- (x) Passo 10: De posse dos novos estimadores por razão verificar, via análise gráfica, ocorrência ou não de homoscedasticidade.
- (xi) Passo 11: Com resíduos homoscedásticos e alcance das precisões desejadas a modelagem se dá por concluída.

Para correção da heteroscedasticidade e aumento de precisão das estimativas por razão, foi efetuada a estratificação em dois estágios; i) a primeira por classes de diâmetro, para superar a heteroscedasticidade e manter um número mínimo de 20 árvores por classe, razão pela qual não foi possível manter a mesma amplitude diamétrica entre as classes de *dap*, que são: 5,0-7,49; 7,5-9,99; 10,0-14,99; 15,0-19,99; 20,0-39,99 e maiores que 40 cm e; ii) a segunda estratificação foi efetuada dentro de cada classe de *dap*, a qual consistiu na estratificação por classe de coeficiente angular da razão, entre as variáveis biomassa total acima do solo e o v_{ci} (FIGURA 3.1) de cada árvore i , apresentado em (57).

$$\hat{\beta}_{1ij} = \frac{BT_{ij}}{v_{cij}} \quad (57)$$

Em que: $\hat{\beta}_{1ij}$ é o coeficiente angular da árvore i da classe j de *dap*; BT_{ik} é a biomassa total acima do solo da árvore i da classe j de *dap*; v_{cik} é o volume do cilindro estimado para a árvore i da classe j de *dap*.

FIGURA 3.1 - ESQUEMA DA ESTRATIFICAÇÃO EM DOIS ESTÁGIOS, O PRIMEIRO ESTÁGIO DE ESTRATIFICAÇÃO É POR CLASSES DE DIÂMETRO (dap) E AS DIFERENTES CORES DENTRO DA CLASSE DE DIÂMETRO SIMBOLIZA A ESTRATIFICAÇÃO POR CLASSES DO COEFICIENTE ANGULAR DA RAZÃO ENTRE A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E O VOLUME DO CILINDRO, COM BASE NO DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO.



O número de classes no segundo estágio da estratificação foi definido com base na amplitude total do coeficiente angular obtido em (57), com intervalo de classe de 80 a 100 kg.m⁻³, com um número mínimo de quatro classes no segundo estágio dentro de cada classe de dap . A análise discriminante, apresentadas por Hair et al. (2009), foi utilizada para verificar a classificação *a posteriori* das árvores nos estratos por meio do $\hat{\beta}_{1ik}$ de cada árvore no segundo nível de estratificação, cuja variável dependente do modelo discriminante é classificada como categórica e, no presente trabalho, são os k grupos de estratos do $\hat{\beta}_{1ik}$ e o modelo da função discriminante está apresentado em (58). As informações de espécie, família botânica, dap , altura total, altura de fuste, altura de copa, \hat{v}_{ci} e relação h/dap foram utilizadas como variáveis independentes na análise discriminante. A significância das funções foi avaliada pelo valor de Wilks-Lambda à 95% de probabilidade (HAIR et al., 2009)

$$Z_{ik} = a + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_n X_{ni} \quad (58)$$

Em que: Z_{ik} é o escore Z da função discriminante k para a árvore i ; a é o intercepto; β_n são os coeficientes angulares ou pesos discriminantes para a variável independente j e X_{ik} é a variável independente j para a árvore i .

Para comparar os estimadores por razão estratificado com os estimadores por regressão (capítulo 1 – WNSUR) dentro das classes de dap , foram utilizadas as equações de (59) a (62) para estimar a biomassa por meio de regressão em cada classe de dap , também foram calculadas as precisões para o WNSUR em cada classe de dap como apresentado em (63).

$$\hat{y}_{fuste} = 0,028726 \cdot dap^{1,675713} \cdot h^{1,165411} \quad (59)$$

$$\hat{y}_{Galhos} = 0,003816 \cdot (dap^2 \cdot h)^{1,121684} \quad (60)$$

$$\hat{y}_{Folhas} = 0,014257 \cdot (dap^2 \cdot h)^{0,671907} \quad (61)$$

$$\hat{y}_{Total} = \hat{y}_{fuste} + \hat{y}_{Galhos} + \hat{y}_{Folhas} \quad (62)$$

$$s_{yx_{mj}} \% = \frac{s_{\hat{y}_{mj}}}{\bar{y}_{mj}} 100 \quad (63)$$

Em que: \hat{y}_{fuste} é a biomassa estimada do componente fuste, em kg; \hat{y}_{Galhos} é a biomassa estimada do componente galhos, em kg; \hat{y}_{Folhas} é a biomassa do componente folhas, em kg; \hat{y}_{Total} é a biomassa total acima do solo, em kg; dap é o diâmetro a 1,3 metros do solo; h é a altura total da árvores; $s_{yx_{mj}} \%$ é o erro padrão em percentagem da estimativa para o componente de biomassa m da classe j de dap , em %; $s_{\hat{y}_{mj}}$ é o erro padrão da estimativa para o componente de biomassa m da classe j de dap , em kg; \bar{y}_{mj} é a média da biomassa para o componente de biomassa m da classe j de dap , em kg.

Os resultados dos estimadores por razão e por regressão foram comparados usando as estatísticas de *Viés* (64), erro médio absoluto (65), erro quadrático médio (66) e raiz quadrada do erro quadrático médio (67).

$$Viés = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_{ijm} - \hat{y}_{ijm}) \quad (64)$$

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (|y_{ijm} - \hat{y}_{ijm}|) \quad (65)$$

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_{ijm} - \hat{y}_{ijm})^2 \quad (66)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_{ijm} - \hat{y}_{ijm})^2} \quad (67)$$

Em que: O *Viés* é dado em kg; *MAE* é o erro médio absoluto, em kg; *MSE* é o erro quadrático médio, em kg²; *RMSE* é a raiz quadrada do erro quadrático médio, em kg; y_{ijm} é a biomassa do componente *m* da classe *j* de *dap* e da árvore *i*, em kg; \hat{y}_{ijm} é a média da biomassa do componente *m* da classe *j* de *dap* e da árvores *i*, em kg; *n* é o número de observações em cada classe *j* de *dap*.

O desempenho dos estimadores de biomassa foi analisado quanto ao comportamento das estatísticas definidas em (64) a (67). Essa avaliação foi efetuada tomando-se as diferenças existentes entre as estatísticas dos estimadores obtidos por razão e regressão (68).

$$D = \frac{(\hat{l}_{mj} - \hat{s}_{mj})}{\hat{l}_{mj}} 100 \quad (68)$$

Em que: *D* é a diferença (em %) entre as estatísticas obtidas por razão e regressão; \hat{l}_{mj} são as estatísticas obtidas pelos estimadores por razão em cada componente de biomassa *m* e classe *j* de *dap*; \hat{s}_{mj} são as estatísticas obtidas pela regressão em cada componente de biomassa *m* e classe *j* de *dap*.

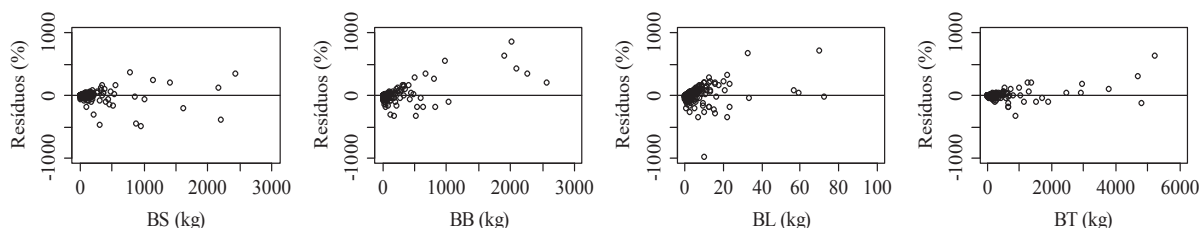
3.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Os estimadores por razão e suas precisões para os ajustes com todos os dados de biomassa total acima do solo e seus componentes fuste, galhos e folhas estão apresentados na TABELA 3.1. Os estimadores obtidos com banco de dados de grande amplitude recorrentemente apresentam problemas de heteroscedasticidade, como encontrado no presente trabalho (FIGURA 3.2) e, para superar esse problema, optou-se por estratificar os dados. O primeiro estágio de estratificação foi obtido pelas classes de *dap* e o segundo estágio pela separação dos coeficientes angulares da razão entre a biomassa total acima do solo e o \hat{v}_{ci} de cada árvore, dentro de cada classe de *dap*.

TABELA 3.1 - ESTIMADORES POR RAZÃO PARA TODO O BANCO DE DADOS COM SUAS PRECISÕES, DA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO E SEUS COMPONENTES FUSTE, GALHOS E FOLHAS EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

Componente de biomassa	Estimadores por razão (kg.m ⁻³)	Precisões (%)
Fuste	176,20	65,29
Galhos	163,72	110,23
Folhas	7,04	180,13
Total acima do solo	346,96	51,12

FIGURA 3.2 - RESÍDUOS DA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E DOS SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL) OBTIDOS POR ESTIMADORES POR RAZÃO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.



Para o segundo estágio, a discriminação dos grupos foi avaliada *a posteriori* com o auxílio da análise discriminante, cujos resultados estão apresentados na TABELA 3.2. Nas classes acima de 20 cm de *dap* o acerto foi superior a 80% para inclusão de novas árvores, demonstrando que a estratificação pelo coeficiente angular foi apropriada para essas classes. Para as classes de *dap* menores que 20 cm a estratificação apresentou acertos entre 43,24 e 54,17%, sendo menos eficiente que nas classes de *dap* maiores. Essa maior eficiência da análise discriminante nas classes acima de 20 cm de *dap* está associada com a menor variabilidade entre as árvores dessas classes de *dap*, ou seja, as classes menores apresentam grande diversidade de espécies, idades e fases de desenvolvimento. Na TABELA 3.3 estão apresentados os novos estimadores por razão para os dois estágios de estratificação.

TABELA 3.2 – PRIMEIRA FUNÇÃO DISCRIMINANTE OBTIDA PARA CADA CLASSE DE DIÂMETRO A 1,3 m DO SOLO (*dap*) E PERCENTAGEM DE ACERTO (PC %) NO SEGUNDO ESTÁGIO DE ESTRATIFICAÇÃO, EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

Classes de <i>dap</i> (cm)	Função discriminante	Wilks Lambda	PC (%)
5,0-7,49	$Z = -2138,33 + 16,1117 \cdot F - 5,09356 \cdot E + 660,072 \cdot dap$ $+ 88,6717 \cdot hf + 78,7648 \cdot hc - 828,504 \cdot h$ $+ 17255,4 \cdot \hat{v}_{ci} + 428288 \cdot \left(\frac{h}{dap}\right)$	0,561 ^{ns}	50,79
7,5-9,99	$Z = -1735,59 + 5,36378 \cdot F - 2,06533 \cdot E + 400,279 \cdot dap$ $- 22,7912 \cdot hf - 27,3803 \cdot hc - 282,744 \cdot h$ $- 2573,24 \cdot \hat{v}_{ci} + 280882 \cdot \left(\frac{h}{dap}\right)$	0,513*	54,17
10,0-14,99	$Z = -837,115 + 9,42437 \cdot F - 3,45558 \cdot E + 138,339 \cdot dap$ $- 25,6446 \cdot hf - 27,5379 \cdot hc - 102,39 \cdot h$ $- 663,642 \cdot \hat{v}_{ci} + 162375 \cdot \left(\frac{h}{dap}\right)$	0,580*	43,24
15,0-19,99	$Z = -4209,87 - 10,6479 \cdot F + 5,3248 \cdot E + 465,617 \cdot dap$ $+ 478,226 \cdot hf + 469,688 \cdot hc - 1083,1 \cdot h$ $- 221,332 \cdot \hat{v}_{ci} + 1082950 \cdot \left(\frac{h}{dap}\right)$	0,403 ^{ns}	47,17
20,0-39,99	$Z = -402,552 + 1,10834 \cdot F - 1,0613 \cdot E + 30,0417 \cdot dap$ $+ 83,6414 \cdot hf + 82,5146 \cdot hc - 106,605 \cdot h$ $- 170,375 \cdot \hat{v}_{ci} + 88180,5 \cdot \left(\frac{h}{dap}\right)$	0,169*	80,30
>40,0	$Z = -579,97 - 29,8754 \cdot F + 22,2072 \cdot E + 20,2426 \cdot dap$ $- 689,05 \cdot hf - 685,48 \cdot hc + 676,105 \cdot h$ $- 50,2593 \cdot \hat{v}_{ci} + 140429 \cdot \left(\frac{h}{dap}\right)$	0,031*	95,00

Em que: *Z* é o escore discriminante; *F* é a família; *E* é a espécie; *dap* é o diâmetro a 1,3 m do solo; *hf* é a altura de fuste; *hc* é a altura de copa; *h* é a altura total; \hat{v}_{ci} é o volume do cilindro com base no diâmetro médio quadrático; ^{ns} é não significativo à 95% de probabilidade; * é significativo a 95% de probabilidade.

TABELA 3.3 - ESTIMADORES POR RAZÃO PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E DOS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL) NOS ESTÁGIOS DE ESTRATIFICAÇÃO, CLASSES DE DIÂMETRO (1º) E COEFICIENTE ANGULAR (2º) ENTRE BT E VOLUME DO CILINDRO COM BASE NO DIÂMETRO QUADRÁTICO MÉDIO.

Estágios de estratificação		Estimadores por Razão (kg.m ⁻³)			
1º	2º	BS	BB	BL	BT
5 – 7,49 (cm)	1	234,04	32,12	8,93	275,09
	2	199,17	64,81	20,67	284,65
	3	216,18	84,57	18,68	319,43
	4	220,86	97,71	35,08	353,64
7,5 – 9,99 (cm)	1	185,99	47,55	8,66	242,20
	2	224,30	53,60	10,78	288,68
	3	219,47	83,13	16,22	318,82
	4	185,48	84,98	23,85	294,31
10 – 14,99 (cm)	1	171,24	54,52	10,78	236,54
	2	214,72	40,68	10,60	266,00
	3	200,70	91,76	18,86	311,32
	4	220,41	104,78	16,68	341,87
	5	197,00	118,20	11,90	327,10
	6	185,93	184,72	22,30	392,95
15 – 19,99 (cm)	1	168,84	99,11	10,40	278,35
	2	202,12	67,77	6,01	275,90
	3	196,18	70,33	7,05	273,56
	4	209,08	88,65	10,74	308,47
	5	193,21	194,56	18,00	405,77
	6	202,75	200,82	14,08	417,65
20 – 39,99 (cm)	1	133,83	80,60	2,92	217,35
	2	193,98	88,82	5,55	288,35
	3	198,75	144,59	7,95	351,29
	4	143,16	231,95	8,65	383,76
	5	244,96	229,64	13,00	487,60
> 40,0 (cm)	1	103,31	100,02	5,03	208,36
	2	160,56	149,29	5,00	314,85
	3	162,61	208,50	5,37	376,48
	4	191,95	271,77	4,50	468,22

Balbinot et al. (2017) quantificaram estoque de biomassa de 371,1 Mg.ha⁻¹ para florestas estacionais decíduais em estágios sucessionais secundários avançados e, desse estoque, as árvores com *dap* superiores a 20 cm representam mais de 70% de toda a biomassa acima do solo, incluindo a serapilheira. Esses valores evidenciam que os elevados erros dos estimadores por razão (e regressão) das classes de *dap* menores que 20 cm (TABELA 3.4) estão associados a no máximo 30% da biomassa acima do solo, em florestas nativas estágio secundário avançado de sucessão. No presente trabalho a biomassa total acima do solo de todas as árvores

foi de 74,61 Mg e as classes de *dap* acima de 20 cm representam 83,73% desse total (62,475 Mg). Dessa forma, a modelagem de biomassa total acima do solo e seus componentes deve visar ao menos obter melhores estimadores para as árvores de maiores classes de *dap*, podendo ser alcançado com a associação dos estimadores por razão estratificados com a aplicação da análise discriminante para discriminar os grupos de estratos no segundo estágio.

TABELA 3.4 - ERROS PADRÕES DOS ESTIMADORES NAS CLASSES DE DIÂMETRO PARA BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), OBTIDOS POR MEIO DA RAZÃO E DO PROCEDIMENTO WNSUR (CAPÍTULO 2) EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

Classes de diâmetro (cm)	nº	Σ (Mg)	% Σ	Erro padrão da estimativa (%)							
				Razões				WNSUR			
				BS	BB	BL	BT	BS	BB	BL	BT
5,0-7,49	63	0,707	0,95	34,0	65,9	69,4	33,1	24,9	75,7	75,3	26,4
7,5-9,99	72	1,383	1,85	32,0	77,2	77,2	31,3	30,1	91,1	95,4	33,0
10,0-14,99	111	4,824	6,47	30,7	74,6	92,0	28,3	31,1	90,6	94,6	32,4
15,0-19,99	53	5,221	7,00	44,0	86,7	85,7	32,0	32,5	82,0	73,5	31,2
20,0-39,99	66	20,610	27,62	27,0	39,6	74,2	12,1	33,2	61,1	79,0	26,8
> 40,0	20	41,865	56,11	24,4	18,6	49,1	6,1	28,0	31,1	51,8	18,4
Total	385	74,610	100,00								

Em que: nº é o número de árvores em cada classe de diâmetro; Σ é o somatório da biomassa total acima do solo de todas as árvores em cada classe de diâmetro; % Σ é a porcentagem que a biomassa dessa classe representa em relação a toda a biomassa do banco de dados; WNSUR é o estimador de equações de regressão não-lineares aparentemente não relacionadas ponderadas.

Na comparação dos estimadores por razão e regressão para biomassa total acima do solo na classe de *dap* maior que 40,0 cm o ganho em precisão foi 66,8% com o emprego da razão. Para melhorar as precisões dos estimadores por razão em trabalhos futuros com biomassa florestal, outras variáveis podem ser mensuradas, dando importância para o volume total da árvore e as variáveis oriundas de copa, como o volume de copa, diâmetro de copa, arquitetura arbórea entre outras (MACFARLANE, 2015). A mensuração dessas variáveis pode resultar em ganhos nas precisões das estimativas de biomassa dos componentes e total nas classes menores que 20 cm de *dap*, pois serão melhor estratificadas.

As precisões dos estimadores por razão (deste capítulo) foram comparadas com os resultados obtidos com o procedimento WNSUR apresentado no capítulo 2. Nota-se ganhos significativos para os estimadores por razão da biomassa total acima do solo nas classes de *dap* acima de 20 cm e para as classes menores os dois procedimentos apresentaram similaridades (TABELA 3.4). A comparação dos resíduos dos estimadores por razão e WNSUR estão apresentados nas figuras 3.3, 3.4, 3.5, 3.6, 3.7 e 3.8. Observa-se expressiva redução dos resíduos da biomassa

total acima do solo, como para as precisões, nas classes acima de 20 cm de *dap* (TABELA 3.4). Os estimadores por razão se mostraram promissores, tanto nos resultados quanto no ajuste, pois utilizou uma simples divisão para estimar os coeficientes e ainda manteve a aditividade natural dos componentes de biomassa.

FIGURA 3.3 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 5,0 A 7,49 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (*dap*) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

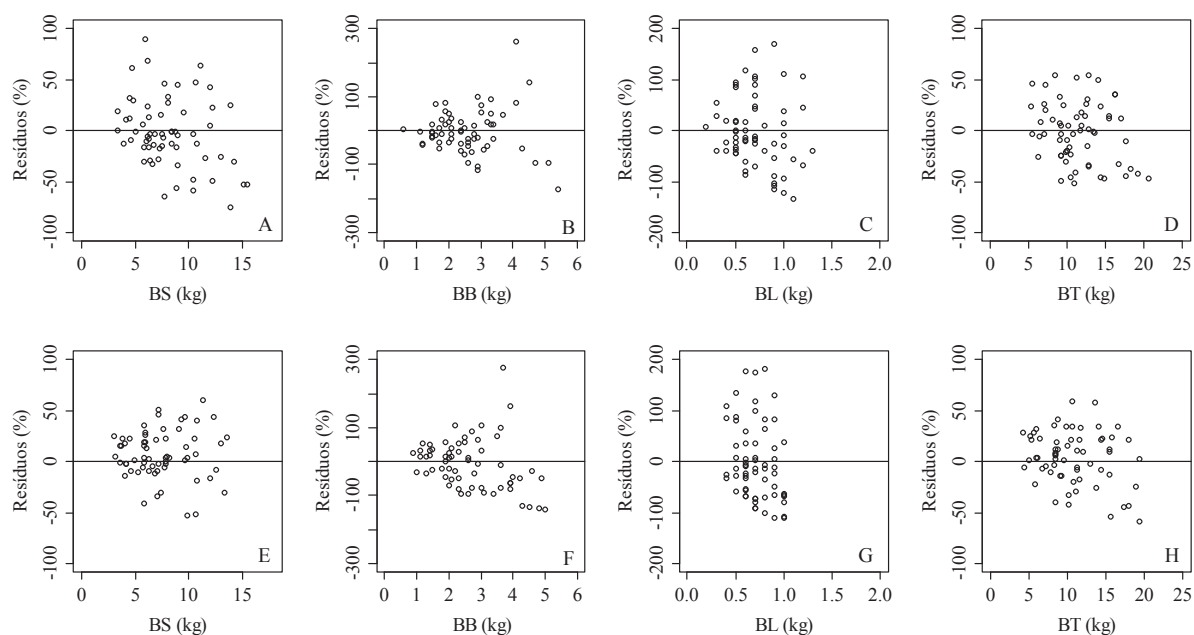


FIGURA 3.4 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 7,5 A 9,99 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (*dap*) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

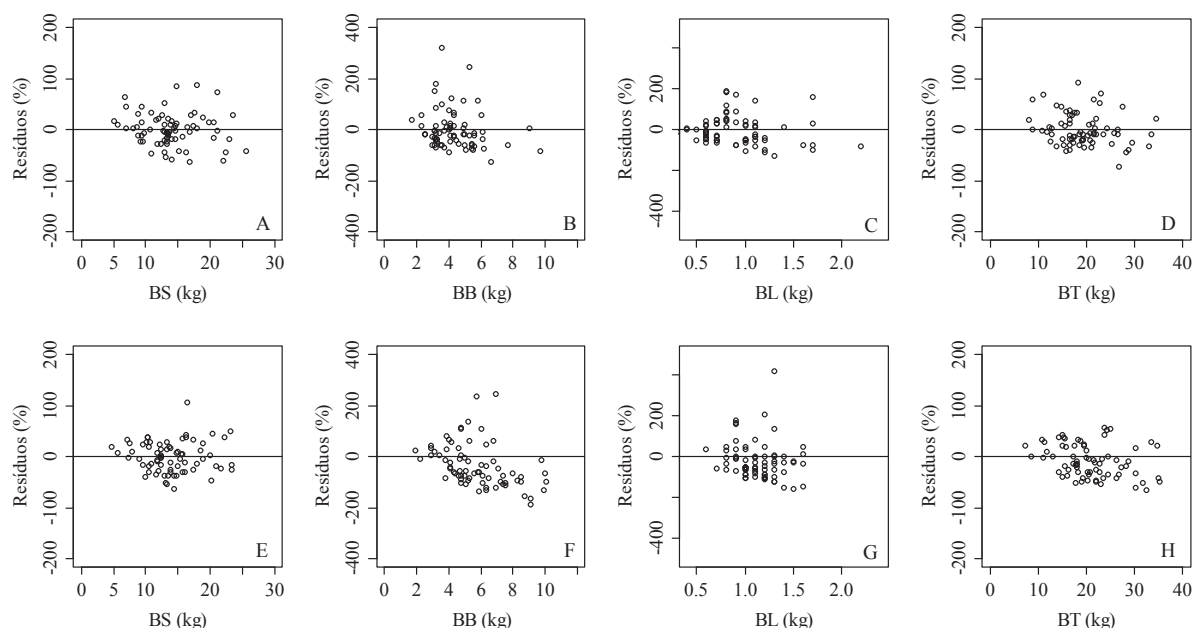


FIGURA 3.5 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 10,0 A 14,99 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (*dap*) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

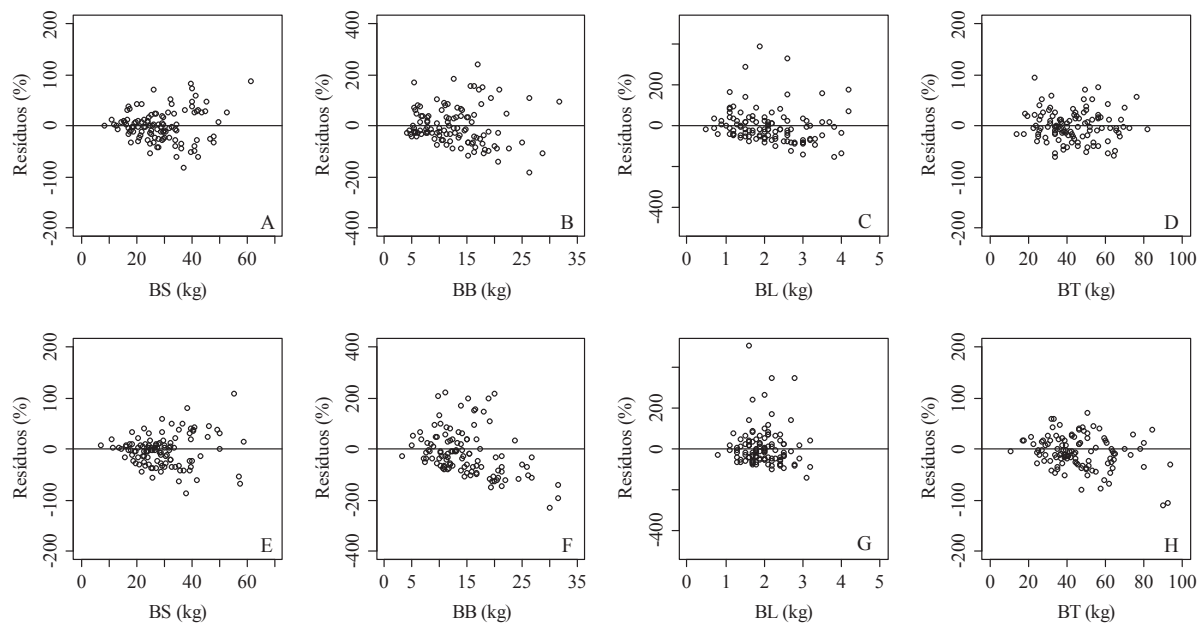


FIGURA 3.6 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 15,0 A 19,99 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (*dap*) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

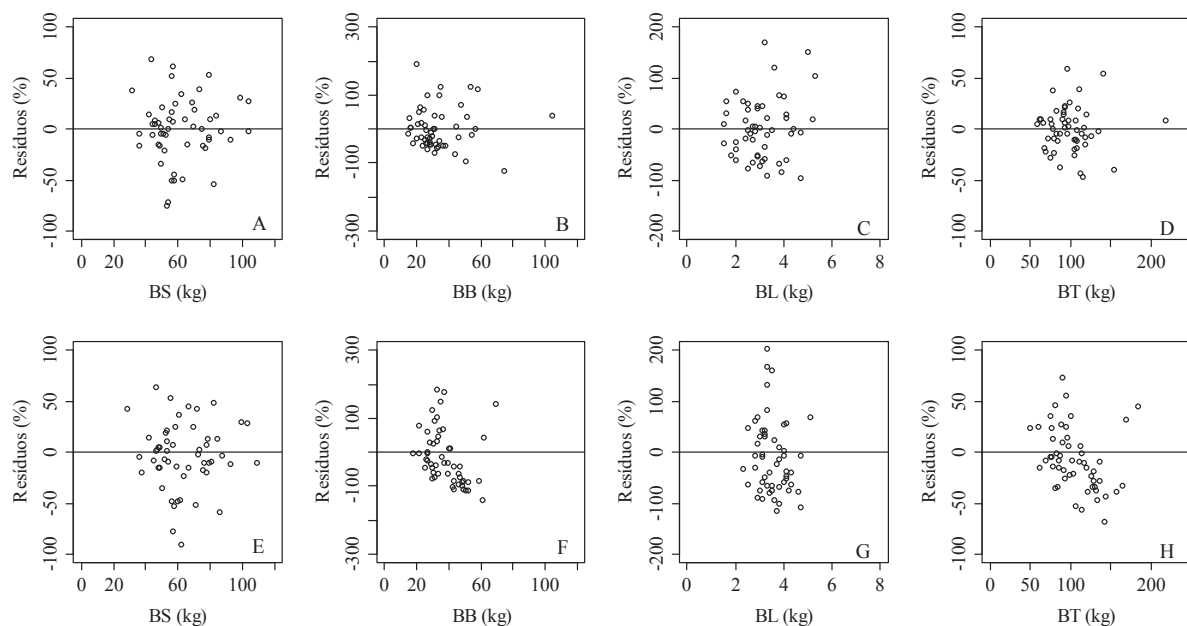


FIGURA 3.7 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO DE 20,0 A 39,99 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (*dap*) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

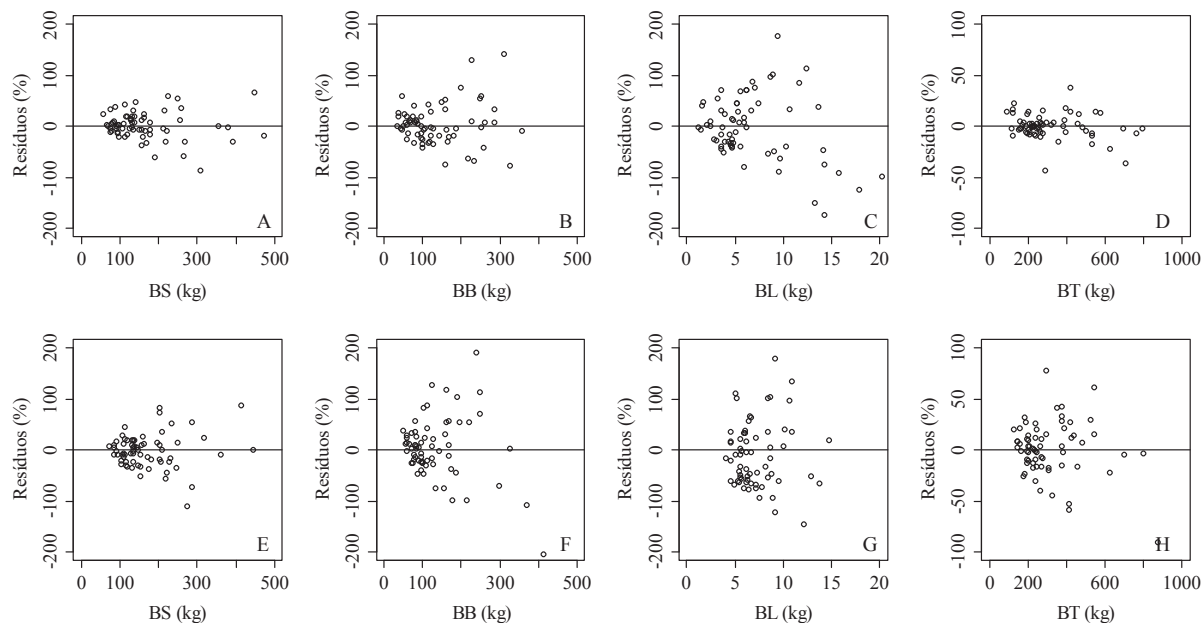
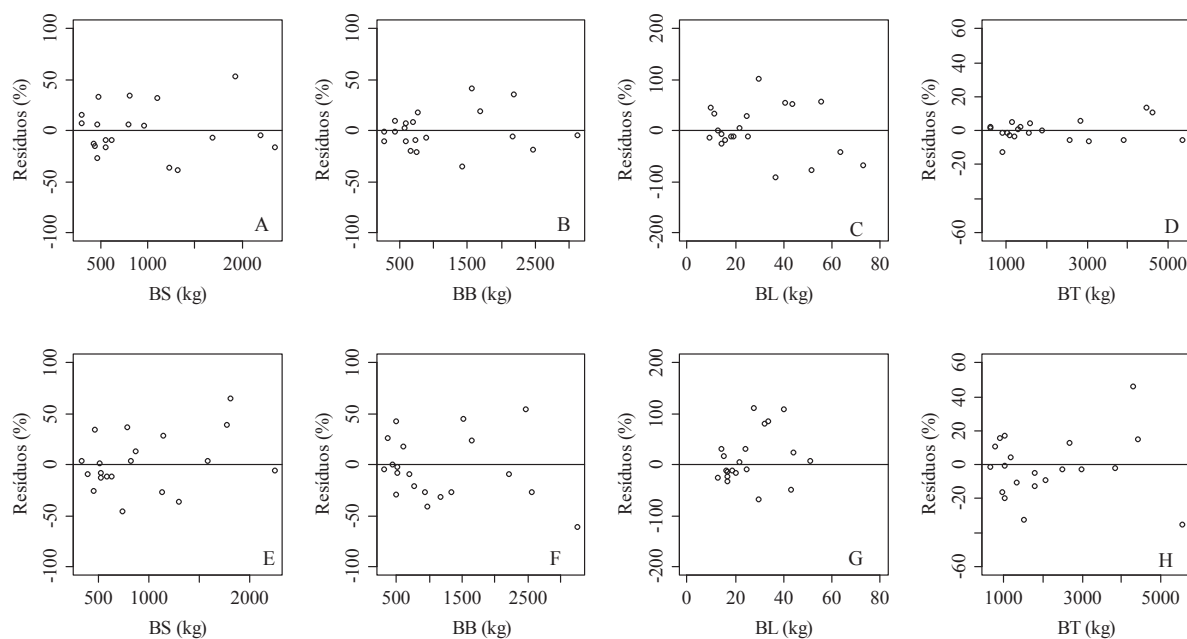


FIGURA 3.8 - COMPARAÇÃO DOS ERROS DE ESTIMATIVA ENTRE A RAZÃO (A, B, C E D) E A REGRESSÃO (E, F, G E H), PROCEDIMENTO WNSUR, PARA A CLASSE DE DIÂMETRO MAIOR QUE 40,0 CM DE DIÂMETRO A 1,3 M DO SOLO (*dap*) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO (BT) E SEUS COMPONENTES FUSTE (BS), GALHOS (BB) E FOLHAS (BL), EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.



Nas tabelas 3.5, 3.6, 3.7 e 3.8 estão apresentadas as comparações entre os estimadores por razão e regressão (WNSUR) para os componentes fuste, galhos, folhas e biomassa total acima do solo, respectivamente.

TABELA 3.5 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (WNSUR) PARA O COMPONENTE BIOMASSA DO FUSTE, NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

Classe de diâmetro (cm)	Estatísticas	Razão	WNSUR	Diferenças
5,0-7,49	Viés	-0,17	0,57	70,2%
	MSE	7,31	3,91	-46,5%
	RMSE	2,70	1,98	-26,7%
	MAE	2,09	1,53	-26,8%
7,5-9,99	Viés	1,3E-15	-0,02	99,9%
	MSE	19,65	17,33	-11,8%
	RMSE	4,43	4,16	-6,1%
	MAE	3,36	3,37	0,3%
10,0-14,99	Viés	2E-15	-0,80	99,9%
	MSE	76,72	78,25	1,9%
	RMSE	8,76	8,85	1,0%
	MAE	6,68	6,68	0,0%
15,0-19,99	Viés	-6,03E-16	-1,98	99,9%
	MSE	357,70	395,24	9,5%
	RMSE	18,91	19,88	4,9%
	MAE	14,09	15,08	6,6%
20,0-39,99	Viés	2,87	-3,01	4,6%
	MSE	1982,88	3015,48	34,2%
	RMSE	44,53	54,91	18,9%
	MAE	32,56	40,52	19,6%
>40,0	Viés	-3,41E-14	16,12	99,9%
	MSE	50.658,09	66.651,88	24,0%
	RMSE	225,07	258,17	12,8%
	MAE	182,54	201,75	9,5%

Em que: MSE é o erro quadrático médio; RMSE é a raiz quadrada do erro quadrático médio; MAE é o erro médio absoluto.

TABELA 3.6 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (WNSUR) PARA O COMPONENTE BIOMASSA DOS GALHOS, NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

Classe de diâmetro (cm)	Estatísticas	Razão	WNSUR	Diferenças
5,0-7,49	Viés	-0,05	-0,14	64,3%
	MSE	2,70	3,57	24,4%
	RMSE	1,64	1,89	13,2%
	MAE	1,19	1,48	19,6%
7,5-9,99	Viés	3E-16	-1,43	99,9%
	MSE	10,98	15,31	28,3%
	RMSE	3,31	3,91	15,3%
	MAE	2,35	3,27	28,1%
10,0-14,99	Viés	7E-16	-1,93	99,9%
	MSE	89,69	132,07	32,1%
	RMSE	9,47	11,49	17,6%
	MAE	7,49	9,20	18,6%
15,0-19,99	Viés	1E-30	-4,54	99,9%
	MSE	412,44	743,32	44,5%
	RMSE	20,31	27,26	25,5%
	MAE	15,70	22,86	31,3%
20,0-39,99	Viés	4,66	7,01	33,5%
	MSE	3.007,08	7.146,26	57,9%
	RMSE	54,84	84,54	35,1%
	MAE	38,89	60,46	35,7%
>40,0	Viés	1,93E-13	-48,35	99,9%
	MSE	41.058,06	114.563,99	64,2%
	RMSE	202,63	338,47	40,1%
	MAE	157,85	283,25	44,3%

Em que: MSE é o erro quadrático médio; RMSE é a raiz quadrada do erro quadrático médio; MAE é o erro médio absoluto.

TABELA 3.7 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (WNSUR) PARA O COMPONENTE BIOMASSA DAS FOLHAS, NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

Classe de diâmetro (cm)	Estatísticas	Razão	WNSUR	Diferenças
5,0-7,49	Viés	-0,02	-0,01	-50,0%
	MSE	0,23	0,27	14,8%
	RMSE	0,48	0,52	7,7%
	MAE	0,38	0,42	9,5%
7,5-9,99	Viés	1E-30	-0,19	99,9%
	MSE	0,51	0,79	35,4%
	RMSE	0,72	0,89	19,1%
	MAE	0,55	0,66	16,7%
10,0-14,99	Viés	1E-16	0,16	99,9%
	MSE	3,78	4,01	5,7%
	RMSE	1,94	2,00	3,0%
	MAE	1,29	1,29	0,0%
15,0-19,99	Viés	1,6E-16	-0,29	99,9%
	MSE	3,70	5,50	32,7%
	RMSE	1,92	2,35	18,3%
	MAE	1,51	1,92	21,3%
20,0-39,99	Viés	0,17	-0,32	46,9%
	MSE	26,04	29,48	11,7%
	RMSE	5,10	5,43	6,1%
	MAE	3,73	4,02	7,2%
>40,0	Viés	1E-30	3,53	99,9%
	MSE	199,64	221,89	10,0%
	RMSE	14,13	14,90	5,2%
	MAE	11,19	11,28	0,8%

Em que: MSE é o erro quadrático médio; RMSE é a raiz quadrada do erro quadrático médio; MAE é o erro médio absoluto.

TABELA 3.8 - ESTATÍSTICAS OBTIDAS PARA COMPARAÇÃO DOS ESTIMADORES POR RAZÃO E REGRESSÃO (WNSUR) PARA A BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO, NAS DIFERENTES CLASSES DE DIÂMETRO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

Classe de diâmetro (cm)	Estatísticas	Razão	WNSUR	Diferenças
5,0-7,49	Viés	-0,24	0,43	44,2%
	MSE	13,55	8,63	-36,3%
	RMSE	3,68	2,94	-20,1%
	MAE	2,91	2,39	-17,9%
7,5-9,99	Viés	8E-16	-1,64	99,9%
	MSE	35,84	39,54	9,3%
	RMSE	5,99	6,29	4,8%
	MAE	4,74	5,41	12,4%
10,0-14,99	Viés	-2E-15	-2,57	99,9%
	MSE	148,41	196,42	24,4%
	RMSE	12,18	14,01	13,1%
	MAE	9,57	10,97	12,8%
15,0-19,99	Viés	-4,6E-15	-6,81	99,9%
	MSE	482,65	923,53	47,7%
	RMSE	21,97	30,39	27,7%
	MAE	16,45	25,29	34,9%
20,0-39,99	Viés	-1,3E-14	3,67	99,9%
	MSE	1.419,56	6.909,73	79,5%
	RMSE	37,68	83,12	54,7%
	MAE	28,65	60,37	52,5%
>40,0	Viés	-3E-14	-28,70	99,9%
	MSE	15.478,71	141.130,37	89,0%
	RMSE	124,41	375,67	66,9%
	MAE	96,05	282,21	66,0%

Em que: MSE é o erro quadrático médio; RMSE é a raiz quadrada do erro quadrático médio; MAE é o erro médio absoluto.

A modelagem da biomassa total acima do solo e de seus componentes em estimadores por razão mostrou-se promissora, pois propiciou ganhos em relação a regressão para todas as estatísticas de comparação nas classes de diâmetro acima de 10 cm. Balbinot et al. (2017) encontraram 81,7% da biomassa acima do solo, incluindo a serapilheira, nas árvores com mais de 10 cm de diâmetro, em florestas estacionais decíduas secundárias avançadas no Rio Grande do Sul, Brasil. Feldpausch et al. (2012), mencionam que as classes maiores de *dap* apresentam um menor número de árvores quando comparado com as classes menores, porém, a maior porção da biomassa acima do solo está alocada nas árvores de grandes dimensões. Com base nessas literaturas e nos resultados do presente trabalho, fica evidenciada a necessidade de se utilizar os estimadores por razão em estudos com biomassa de florestas nativas.

Em grande parte dos estudos de biomassa florestal tem sido utilizada regressão linear valendo-se de modelos volumétricos, em que as variáveis independentes são geralmente o *dap* e *h*, isoladas ou na forma combinada e, frequentemente, apresentam heteroscedasticidade. O método dos mínimos quadrados ordinários deixa de ser eficiente, resultando em interpretações equivocadas sobre os resultados dos testes de significância e intervalos de confiança (GREENE, 2012). O procedimento NSUR ponderado pode ser uma alternativa para superar a heteroscedasticidade e o único inconveniente desse procedimento é a necessidade de estimar as correlações contemporâneas que são utilizadas na modelagem.

Na modelagem de biomassa florestal, as variáveis fator de forma e massa específica básica da madeira estão associadas ao intercepto e ao coeficiente angular das regressões lineares e não-lineares (por exemplo, $y = \beta_0 x_n^{\beta_n} + \varepsilon$), porém suas participações são aleatórias nos coeficientes das equações, ocasionando perda da aditividade dos estimadores dos componentes de biomassa (PÉLLICO NETTO e BEHLING et al., 2019). Vários pesquisadores aplicaram diferentes procedimentos para forçar a aditividade dos estimadores dos componentes de biomassa, quando há presença de heteroscedasticidade. O WNSUR é um método apropriado para gerar estimadores mais eficientes, aditivos e correção da heteroscedasticidade (CUNIA e BRIGGS, 1984, 1985; REED e GREEN, 1985; PARRESOL, 2001; SANQUETTA et al., 2015; ZHAO et al., 2015; BEHLING et al., 2018).

Na modelagem segmentada os coeficientes são estimados separadamente, evitando problemas com metodologias complexas que normalmente são implementadas nos estimadores por regressão (CHAVE et al., 2005; PRETZSCH, 2009; GENET et al., 2011; MACFARLANE, 2015). Por esse motivo, o presente trabalho utiliza os estimadores por razão que não necessitam de metodologias complexas para resultar em equações aditivas dos componentes de biomassa.

A variável fator de forma torna-se um problema para modelar, pois apresenta grande complexidade e variabilidade entre árvores (CHAPMAN e MEYER, 1949; HUSCH, 1963), principalmente em florestas nativas. Se o volume das árvores for estimado com base no diâmetro quadrático médio da árvore, o fator de forma assume o valor de um (PRODAN, 1965), solucionando esse problema nos estimadores por razão. Assim, a massa específica básica se torna a única variável modelada de forma

direta nos estimadores por razão, resultando em métricas iguais entre as variáveis dependente e independente das equações, dadas geralmente em kg (PÉLLICO NETTO e BEHLING, 2019). Dessa forma, os coeficientes dos estimadores por razão para os componentes de biomassa apresentaram variações devido a variável independente em todas as equações ser o volume total da árvore.

As diferentes unidades métricas das variáveis dependentes (kg) e independentes (cm, m) em estimadores por regressão foi um dos motivos para não se obter a aditividade de forma natural. Nos estimadores por razão as restrições métricas são atendidas e a aditividade ocorre sem necessidade de forçá-la, entre os componentes de biomassa (PÉLLICO NETTO e BEHLING, 2019). Os coeficientes dos estimadores por razão para biomassa têm como unidade kg.m^{-3} , que é a mesma métrica da massa específica básica da madeira, quando essa é multiplicada pela variável X (volume em m^3) resulta em kg, tornando o componente preditivo da equação com mesma métrica das variáveis dependentes (biomassa). Isso não ocorre na maioria dos modelos volumétricos adaptados para estimar a biomassa via regressão.

Apesar da mesma unidade métrica (kg.m^{-3}), os coeficientes de razão não são valores reais da massa específica básica da madeira, porque o volume utilizado no presente trabalho foi tomado de forma indireta e representa o volume total da árvore. Assim, em futuros trabalhos com mensuração de biomassa, o volume total de árvores (fuste e galhos) deve ser tomado por cubagem, se possível em nível experimental por xilometria.

3.4 CONCLUSÕES

Os estimadores por razão estratificados são apropriados para resolver o problema de heteroscedasticidade.

A estratificação em dois estágios propiciou melhor desempenho estatístico quando comparado com os estimadores por razão não-estratificados.

Os estimadores por razão foram apropriados para a modelagem da biomassa total acima do solo e seus componentes.

O uso do volume cilíndrico total com base no diâmetro quadrático médio é importante para simplificar os estimadores por razão, dado a consequente obtenção do fator de forma igual a um.

A aditividade dos componentes de biomassa é alcançada de forma natural sem a necessidade de implementar técnicas adicionais transformadas, como ocorre nos estimadores por regressão.

Os estimadores por razão apresentam semelhanças ao WNSUR para classes de diâmetro menores que 20 cm; para as classes superiores a 20 cm os estimadores por razão são mais precisos para a avaliação da biomassa total acima do solo e seus componentes, consequentemente indicados para uso nos estudos de biomassa arbórea.

3.5 REFERÊNCIAS

AFFLECK, D. L. R.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Additive nonlinear biomass equations: a likelihood-based approach. **Forest Science**, v.62, n.2, p.129–140, 2016.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J. W.; CARON, B. O.; BORELLA, J.; COSTA JÚNIOR, S.; BREUNIG, F. M. Vertical distribution of aboveground biomass in a seasonal deciduous forest. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.12, n.3, p.361-365, 2017.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J. W.; CARON, B. O.; BREUNIG, F. M.; BORELLA, J.; CARVALHO, R. R. Modelling of allometric equations for biomass estimate in deciduous forest. **Revista Floresta**, v.49, n.1, p.143-154, 2019.

BEHLING, A.; PÉLLICO NETTO, S.; SANQUETTA, C.R.; DALLA CORTE, A.P.; AFFLECK, D.L.R.; RODRIGUES, A.L.; BEHLING, M. Critical analyses when modeling tree biomass to ensure additivity of its components. **Annals of the Brazilian Academy of Sciences**, v.90, n.2, p. 1759-1774, 2018.

BROWN, J.K. 1978. **Weight and density of crowns of Rocky Mountain conifers**. USDA For. Serv., Res. Pap. INT-197, Intermountain Forest and Range Experiment Station, Ogden, UT. 56 p.

BROWN, S. **Estimating biomass and biomass change of tropical forests: a primer**. Rome: FAO, p. 55, 1997.

CHATURVEDI, R. K.; RAGHUBANSHI, A. S. Allometric models for accurate estimation of aboveground biomass of teak in tropical dry forests of India. **Forest Science**, v.61, n.5, p.938–949, 2015.

CHAPMAN, H. H.; MEYER, W. H. **Forest Mensuration**. American Forestry Series, McGraw-Hill. 1949, 522 p.

CHAVE, J.; ANDALO, C.; BROWN, S.; CAIRNS, M. A.; CHAMBERS, J. Q.; EAMUS, D.; FOLSTER, H.; FROMARD, F.; HIGUCHI, N.; KIRA, T.; LESCURE, J. P.; NELSON, B. W.; OGAWA, H.; PUIG, H.; RIÉRA, B.; YAMAKURA, T. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. **Oecologia**, v. 145, p. 87–99, 2005.

CHAVE, J.; RÉJOU-MÉCHAIN, M.; BÚRQUEZ, A.; CHIDUMAYO, E.; COLGAN, M. S.; DELITTI, W. B. C.; DUQUE, A.; EID, T.; FEARSIDE, P. M.; GOODMAN, R. C.; HENRY, M.; MARTÍNEZ-YRÍZAR, A.; MUGASHA, W. A.; MULLER-LANDAU, H. C.; MENCUCCINI, M.; NELSON, B. W.; NGOMANDA, A.; NOGUEIRA, E. M.; ORTIZ-MALAVASSI, E.; PÉLISSIER, R.; PLOTON, P.; RYAN, C. M.; SALDARRIAGA, J. G.; VIEILLEDENT, G. Improved allometric models to estimate the aboveground biomass of tropical trees. **Global Change Biology**, 2014. doi: 10.1111/gcb.12629

COCHRAN, W. G. **Sampling Techniques**. New York: John Wiley & Sons, 1953, 330 p.

CORONA, P.; FATTORINI, L. Area-based lidar-assisted estimation of forest standing volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v.38, p.2911-2916, 2008.

CUNIA, T.; BRIGGS, R. D. Forcing additivity of biomass tables-add empirical results. **Canadian Journal of Forest Research**, v.14, p.376-384, 1984.

CUNIA, T.; BRIGGS, R. D. Forcing additivity of biomass tables: use of the generalized least squares method. **Canadian Journal of Forest Research**, v.15, p.23-28, 1985.

DJOMO, A. N.; CHIMI, C. D. Tree allometric equations for estimation of above, below and total biomass in a tropical moist forest: Case study with application to remote sensing. **Forest Ecology and Management**, v.391, p.184–193, 2017.

EBLING, Â. A. **Estudo simulativo para amostragem de parcelas permanentes em floresta com araucária**. 191 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

FELDPAUSCH, T. R.; LLOYD, J.; LEWIS, S. L.; BRIENEN, R. J. W.; GLOOR, M.; MENDOZA, A. M.; LOPEZ-GONZALEZ, G.; BANIN, L.; ABU SALIM, K.; AFFUM-

BAFFOE, K.; ALEXIADES, M.; ALMEIDA, S.; AMARAL, I.; ANDRADE, A.; ARAGÃO, L. E. O. C.; MURAKAMI, A. A.; ARETS, E. J. M. M.; ARROYO, L.; AYMARD, G. A.; BAKER, T. R.; B'ANKI, O. S.; BERRY, N. J.; CARDOZO, N.; CHAVE, J.; COMISKEY, J. A.; ALVAREZ, E.; OLIVEIRA, A.; DI FIORE, A.; DJAGBLETEY, G.; DOMINGUES, T. F.; ERWIN, T. L.; FEARNSIDE, P. M.; FRANÇA, M. B.; FREITAS, M. A.; HIGUCHI, N.; HONORIO, E.; IIDA, Y.; JIMÉNEZ, E.; KASSIM, A. R.; KILLEEN, T. J.; LAURANCE, W. F.; LOVETT, J. C.; MALHI, Y.; MARIMON, B. S.; MARIMON-JUNIOR, B. H.; LENZA, E.; MARSHALL, A. R.; MENDOZA, C.; METCALFE, D. J.; MITCHARD, E. T. A.; NEILL, D. A.; NELSON, B. W.; NILUS, R.; NOGUEIRA, E. M.; PARADA, A.; PEH, K. S.-H.; PENA CRUZ, A.; PEÑUELA, M. C.; PITMAN, N. C. A.; PRIETO, A.; QUESADA, C. A.; RAMÍREZ, F.; RAMÍREZ-ANGULO, H.; REITSMA, J. M.; RUDAS, A.; SAIZ, G.; SALOMÃO, R. P.; SCHWARZ, M.; SILVA, N.; SILVA-ESPEJO, J. E.; SILVEIRA, M.; SONKÉ, B.; STROPP, J.; TAEDOUMG, H. E.; TAN, S.; TER STEEGE, H.; TERBORGH, J.; TORELLO-RAVENTOS, M.; VAN DER HEIJDEN, G. M. F.; VÁSQUEZ, R.; VILANOVA, E.; VOS, V. A.; WHITE, L.; WILLCOCK, S.; WOELL, H.; PHILLIPS, O. L. Tree height integrated into pantropical forest biomass estimates. **Biogeosciences**, v.9, p.3381–3403, 2012.

GENET, A.; WERNSDÖRFER, H.; JONARD, M.; PRETZSCH, H.; RAUCH, M.; PONETTE, Q.; NYS, C.; LEGOUT, A.; RANGER, J.; VALLET, P.; SAINT-ANDRE, L. Ontogeny partly explains the apparent heterogeneity of published biomass equations for *Fagus sylvatica* in central Europe. **Forest Ecology and Management**, v.261, p.1188-1202, 2011.

GRAY, H. R. **The form and taper of forest-tree stems**. Institute paper N°32. Reino Unido: University of Oxford, Imperial Forestry institute, 1956. 80 p.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Seventh Edition, Pearson, 2012. 1238p.

HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. **Multivariate data analysis**. Seventh Edition, Pearson, 2009. 734p.

HALLÉ, F. Arquitectura de los árboles. **Boletín de la Sociedad Argentina de Botánica**, v.45, n.3-4, p.405-418. 2010.

HUSCH, B. **Forest Mensuration and Statistics**. Ronald, 1963. 474p.

KOZAK A. Methods of ensuring additivity of biomass components by regression analysis. **The Forestry Chronicle**, v.46, n.5, p.402-404, 1970.

MAGALHÃES, T. M. Allometric equations for estimating belowground biomass of *Androstachys johnsonii* Prain. **Carbon Balance Management**. v.10, n.1, artigo.16, p.1–15, 2015.

MACFARLANE, D. W. A generalized tree component biomass model derived from principles of variable Allometry. **Forest Ecology and Management**. v.354, p.43-55, 2015.

NGOMANDA, A.; OBIANG, N. L. E.; LEBAMBA, J.; MAVOUROULOU, Q. M.; GOMAT, H.; MANKOU, G. S.; LOUMETO, J.; IPONGA, D. M.; DITSOUGA, F. K.; KOUMBA, R. Z.; BOBÉ, K. H. B.; OKOUYI, C. M.; NYANGADOUMA, R.; LÉPENGUÉ, N.; MBATCHI, B.; PICARD, N. Site-specific versus pantropical allometric equations: Which option to estimate the biomass of a moist central African forest?. **Forest Ecology and Management**. v.312, p.1–9, 2014.

PARRESOL, B.R. Additivity of nonlinear biomass equations. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 31, p. 865-878, 2001.

PÉLLICO NETTO, S. BEHLING, A. Additivity of tree biomass components using ratio estimate. **Annals of the Brazilian Academy of Sciences**, No Prelo, 2018.

PICARD, N.; SAINT-ANDRÉ, L.; HENRY, M. **Manual for building tree volume and biomass allometric equations: from field measurement to prediction**. Rome e Montpellier: Food and Agricultural Organization of the United Nations and Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, 2012. 215p.

PRETZSCH, H. **Forest Dynamics, Growth and Yield**. Berlin: Springer. 2009, 664 p.

PRODAN, M. **Holzmesslehre**. Frankfurt am Main: Sauerlander's Verlag, 1965. 644 p.

REED, D.; GREEN, E. J. A method of forcing additivity of biomass tables when using nonlinear models. **Canadian Journal of Forest Research**, v.15, n.6, p.1184-1187, 1985.

SANQUETTA, C. R.; BEHLING, A.; DALLA CORTE, A. P.; PÉLLICO NETTO, S.; SCHIKOWSKI, A. B.; AMARAL, M. K. Simultaneous estimation as alternative to independent modeling of tree biomass. **Annals of Forest Science**, v.72, p.1099–1112, 2015.

SNOWDON, P. Ratio methods for estimating forest biomass. **New Zealand Journal of Forestry Science**, v.22, n.1, p.54–62, 1992.

STAS, S. M.; RUTISHAUSER, E.; CHAVE, J.; ANTEN, N. P. R.; LAUMONIER, Y. Estimating the aboveground biomass in an old secondary forest on limestone in the

Moluccas, Indonesia: Comparing locally developed versus existing allometric models. **Forest Ecology and Management**, v.389, p.27–34, 2017.

SUKHATME, P. V. **Sampling theory of surveys with application**. New Delhi, India. The Indian Society of Agricultural Statistics. 1954, 491 p.

SWANK, W. T.; SCHREUDER, H. Comparison of three methods of estimating surface area and biomass for a forest of young eastern white pine. **Forest Science**, v.20, n.1, p.91–100, 1974.

TRAUTENMÜLLER, J. W.; PÉLLICO NETTO, S.; BALBINOT, R.; DALLA CORTE, A. P.; BORELLA, J. Path analysis applied to evaluation of biomass estimates in subtropical forests at Brazil. **Revista Floresta**, No Prelo, 2019.

VARGAS-LARRETA, B.; LÓPEZ-SÁNCHEZ, C. A.; CORRAL-RIVAS, J. J.; LÓPEZ-MARTÍNES, J. O.; AGUIRRE-CALDERÓN, C. G.; ÁLVARES-GONZÁLES, J. G. Allometric equations for estimating biomass and carbon stocks in the temperate forests of North-Western Mexico. **Forests**, v.8, 269, 2017.

WANG, X.; BI, H.; XIMENES, F.; RAMOS, J.; LI, Y. Product and residue biomass equations for individual trees in rotation age *Pinus radiata* stands under three thinning regimes in new South Wales, Australia. **Forests**, v.8, 439, 2017.

WANG, X.; ZHAO, D.; LIU, G.; YANG, C.; TESKEY, R.O. Additive tree biomass equations for *Betula platyphylla* Suk. plantations in Northeast China. **Annals of Forest Science**, v.75, 60, 2018.

WILLIAMS, M. S. Comparison of estimation techniques for a forest inventory in which double sampling for stratification is used. **Forest Science**, v.47, n.4, 563-576, 2001.

ZIANIS, D.; MUUKKONEN, P.; MÄKIPÄÄ, R.; MENCUCCINI, M. **Biomass and stem volume equations for tree species in Europe**. Silva Fennica 2005, 63 p.

ZIANIS, D.; SPYROGLOU, G.; TIAKAS, E.; RODOGLOU, K. M. Bayesian and classical models to predict aboveground tree biomass allometry. **Forest Science**, v.62, n.3, p.247–259, 2016.

ZHAO, D.; KANE, M.; MARKEWITZ, D.; TESKEY, R.; CLUTTER, M. Additive tree biomass equations for midrotation loblolly pine plantations. **Forest Science**, v.61, n.4, p.316–623, 2015.

4 CORRELAÇÕES ENTRE VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS E ALOMÉTRICAS EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL

RESUMO

A análise de correlação entre diferentes variáveis nem sempre expressa totalmente o efeito direto real de uma variável sobre outra, especialmente na modelagem florestal. O objetivo do presente estudo foi avaliar as correlações e seus desdobramentos em efeitos diretos e indiretos do diâmetro das árvores, altura e componentes de biomassa na biomassa total acima do solo, utilizando a análise de trilha (*path analysis*). Também objetiva definir quais variáveis devem ser incluídas na modelagem de biomassa. Os dados das árvores foram coletados em oito locais distribuídos no Paraná e no Rio Grande do Sul, nos quais o diâmetro a 1,3 m acima do solo (*dap*); altura total (*h*); as biomassas de fuste, galhos, folhas e a biomassa total acima do solo foram medidas. Foi avaliada a correlação de Spearman para os dados com distribuições não-normais, e essas foram desmembradas por meio da análise de trilha. A correlação de Spearman mostrou que *dap* (0,93), fuste (0,94) e galhos (0,90) resultaram na maior associação com a biomassa total acima do solo. Quando os efeitos diretos e indiretos das variáveis foram desdobrados por meio da análise de trilha, os componentes fuste (0,44) e galhos (0,35) propiciaram maiores efeitos diretos sobre a biomassa total acima do solo quando comparados com o *dap* (0,17). Para os componentes fuste, galhos, folhas, a biomassa total acima do solo apresentou os maiores efeitos diretos de 0,59, 0,74 e 0,36, respectivamente. Assim, esses resultados indicam a necessidade em se incluir pelo menos um componente de biomassa no modelo de regressão utilizado para estimar biomassa, juntamente com *dap* e *h*.

Palavras chave: correlação de Spearman, componente de biomassa, efeitos diretos e indiretos, florestas Subtropical.

ABSTRACT

The correlation analysis between different variables does not always fully express the real direct effect of one variable over another, especially in forest modeling. The objective of the present study was to evaluate the correlations and their effects on

direct and indirect effects of tree diameter, height and biomass components in total biomass aboveground, using path analysis. It also aims to define which variables should be included in biomass modeling. The data of the trees were collected in eight sites distributed in Parana and Rio Grande do Sul, where the diameter at 1.3 m aboveground (*dbh*); total height (*h*); stem biomass, branches, leaves and total biomass above ground were measured. Spearman correlation was applied to the data with non-normal distributions, and these were dismembered by means of path analysis. Spearman correlation showed that *dbh* (0.93), stem (0.94), and branches (0.90) resulted in the largest association with total biomass above ground. When the direct and indirect effects of the variables were deployed through track analysis, the components stem (0.44) and branches (0.35) provided greater direct effects on the total biomass aboveground when compared to the *dbh* (0.17). For the components stem, branches, leaves, the total biomass aboveground presented the greatest direct effects of 0.59, 0.74 and 0.36, respectively. Thus, these results indicate the need to include at least one biomass component in the regression model used to estimate biomass along with *dbh* and *h*.

Keywords: Spearman correlation, biomass component, direct and indirect effects, Subtropical forests.

4.1 INTRODUÇÃO

Estudos de correlações entre variáveis apresentam implementações práticas em todas as áreas da Engenharia Florestal. Em modelagem de biomassa, que utiliza estimadores por regressão (linear e não-linear), tal conhecimento torna-se importante para se identificar quais variáveis explicativas são mais correlacionadas com ela. Neste caso, ao encontrar a variável que apresenta alta correlação com a variável de interesse, o modelador poderá obter progressos mais rápidos quando testar todas as variáveis explicativas e suas combinações. Os estudos, que utilizam as técnicas de estimadores por regressão, se fundamentam na correlação simples entre variáveis (NGOMANDA et al., 2014; CHAVE et al., 2014; CHATURVEDI e RAGHUBANSKI, 2015; ZHAO et al., 2015; AFFLECK e DIÉGUEZ-ARANDA, 2016; PERSSON e FRANSSON et al., 2016; ZIANIS et al., 2016; DJOMO e CHIMI, 2017; STAS et al., 2017; OLIVEIRA et al., 2017).

A estimativa e a interpretação da magnitude das correlações podem, contudo, resultar em equívocos no processo de modelagem, uma vez que alta ou baixa associação pode ocorrer por influência de uma terceira variável ou um conjunto de variáveis (TOEBE e CARGNELUTTI FILHO, 2013; AZEVEDO et al., 2016; OLIVOTO et al., 2017). Quando se deseja, por exemplo, modelar o estoque de biomassa de uma floresta por meio de variáveis de fácil obtenção, com diâmetros e alturas, o estudo de correlação não indica a importância relativa dos efeitos diretos e indiretos dessas variáveis sobre a variável dependente. A correlação simples permite identificar a magnitude e o sentido das associações entre duas ou mais variáveis, sem fornecer informações de causa e efeito entre um grupo de variáveis e a variável de maior interesse (CARVALHO et al., 1999; SALLA et al., 2015; SARI et al., 2017; OLIVOTO et al., 2017).

Para melhor compreender as causas envolvidas nas correlações entre variáveis, Wright (1921, 1923, 1934) propôs um método denominado de análise de trilha (*Path Analysis*), que quebra as correlações simples em efeitos diretos e indiretos de variáveis independentes sobre a variável dependente. Esse método foi inicialmente utilizado em plantas por Dewey e Lu (1959), sendo posteriormente aplicado em diversas culturas agrícolas (CARVALHO et al., 1999; CARVALHO et al., 2002; TOEBE e CARGNELUTTI FILHO, 2013; KAVALCO et al., 2014; SARI et al., 2017; OLIVOTO et al., 2017), porém, na área florestal são raros os estudos (HERMY, 1987; LAM e MAGUIRE, 2012; SALLA et al., 2015; RESENDE et al., 2016) e nenhum trabalho em modelagem de biomassa florestal. O sucesso da análise de trilha está no estudo mais detalhado da associação entre duas variáveis, por meio da predição de coeficientes que caracterizam a relação de causa e efeito entre as variáveis (AZEVEDO et al., 2016).

Na predição dos efeitos diretos e indiretos de um conjunto de variáveis sobre a variável básica, faz-se necessário estimar coeficientes de trilha, obtidos por meio de regressão linear, em que as variáveis são previamente padronizadas (CARVALHO et al., 2002; LIU et al., 2016; OLIVOTO et al., 2017). A estimativa desses coeficientes, contudo, pode ser adversamente afetada pelos efeitos de multicolinearidade entre as variáveis envolvidas. A multicolinearidade ocorre quando as observações amostrais das variáveis explicativas, ou suas combinações lineares, apresentam relação linear, ou são correlacionadas (GUJARATI e PORTER, 2011; GREENE, 2012). Em presença de multicolinearidade, as variâncias associadas aos estimadores dos coeficientes de

trilha podem atingir valores excessivamente elevados, tornando-os pouco confiáveis (COIMBRA et al., 2005; MONTGOMERY et al., 2012). Além disso, as estimativas dos parâmetros podem assumir valores absurdos ou sem nenhuma coerência com o fenômeno biológico estudado.

Segundo Salla et al. (2015), para contornar os efeitos adversos da multicolinearidade, duas estratégias podem ser aplicadas: i) identificação e eliminação da variável responsável pela colinearidade, e ii) uso de regressão em crista, quando a exclusão da variável não é uma opção. Em seu estudo, a multicolinearidade entre variáveis alométricas e biométricas na produção de *Plinia cauliflora* (Mart.) Kausel nativa foi controlada pela eliminação de uma variável. Nesse caso, ao aplicar a análise de trilha ao rendimento de polpa como variável dependente, excluiu-se percentagem de casca para resolver o problema.

O uso de coeficientes de correlação é útil para identificar o grau de associação entre duas variáveis (SALLA et al., 2015). Entretanto, a correlação pode não estar associada a uma medida de causa e efeito, e sua interpretação direta pode resultar em erros durante a seleção de variáveis para o modelo, pois duas variáveis devem apresentar associações diretas. Quando duas variáveis apresentam alta correlação, isso pode ser resultado da influência de uma ou de um conjunto de variáveis (LÚCIO et al., 2013).

O estudo da correlação é importante quando se quantifica o grau de associação e a influência das variáveis independentes sobre a variável dependente (TENA et al., 2016). No entanto, o grau de influência real das variáveis independentes sobre a variável dependente ainda é desconhecido. Para abordar essa lacuna no conhecimento, propusemo-nos a desmembrar os efeitos diretos e indiretos de variáveis independentes sobre a variável dependente usando a análise de trilha.

A hipótese formulada é: “Quando os efeitos diretos e indiretos das variáveis são desmembrados por meio da análise de trilha, eles podem mostrar dissimilaridade com os resultados obtidos a partir da correlação simples, porque a análise de trilha fornece informações de causa e efeito e a correlação simples apenas uma medida de associação entre variáveis”. Assim, o objetivo deste trabalho foi avaliar correlações e seu desmembramento em efeitos diretos e indiretos pela análise de trilha, utilizando as variáveis diâmetro, altura, componentes da biomassa (caules, galhos e folhas) e a biomassa aérea total da árvore e identificar variáveis que devem ser incluídas em futuros estudos de modelagem de biomassa florestal.

4.2 MATERIAL E MÉTODOS

Especificações das áreas de estudo estão apresentadas no item 1.4.

A partir desses dados foi realizada a análise descritiva e o teste de Kolmogorov-Smirnov para testar aderência dos dados à distribuição normal. Nos casos que não ocorreu aderência, aplicou-se a correlação de Spearman. A matriz de correlação foi construída e a significância dos coeficientes de correlação foram obtidos por meio do teste t (p-valor $<0,01$); $t = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n-2}{1-\hat{\rho}^2}}$, em que $\hat{\rho}$ é o coeficiente de correlação; n é o número de pares de ordenações, sendo que para n grande ($n \geq 10$) a expressão apresenta distribuição t de Student com $n - 2$ graus de liberdade (SIEGEL e CASTELLAN, 2006).

O diagnóstico de multicolinearidade foi realizado a partir da matriz de correlação das variáveis observadas para cada trilha e os resultados foram interpretados de acordo com o número de condição (MONTGOMERY et al., 2012). O número de condição (NC) é a razão entre o maior e o menor autovalor da matriz. Em seguida, a análise de trilha foi realizada com a utilização da biomassa total acima do solo e dos seus componentes como variáveis dependentes, sendo que cada uma delas foi equacionada em um momento distinto.

Em cada cenário, os coeficientes de correlação linear foram desmembrados em efeitos diretos e indiretos, em que os sistemas de equações normais $[\beta = (X'X)^{-1} X'Y]$ dos modelos de regressão múltipla foram solucionados pelo método dos mínimos quadrados ordinários, conforme segue.

$$\begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \dots & r_{1n} \\ \vdots & 1 & r_{2n} \\ r_{n1} & r_{n2} & 1 \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} r_{12} \\ r_{13} \\ \vdots \\ r_{1n} \end{bmatrix}$$

em que: r são as correlações simples; $n = 1, 2, \dots, n$ variáveis; β são os coeficientes estimados.

Resolvendo esse sistema de equações, foi possível prever os efeitos diretos e indiretos da variável X_1 sobre a variável Y , da seguinte forma: $r_{YX_1} = p_{YX_1} + p_{YX_2}r_{12} + \dots + p_{YX_n}r_{1n}$, em que, r_{YX_1} é a correlação linear entre as variáveis Y e X_1 ; p_{YX_1} é o efeito direto da variável X_1 sobre a Y ; p_{YX_2} é o efeito indireto da variável X_1 via

X_2 sobre Y ; $p_{YX_n}r_{1n}$ é o efeito indireto da variável X_1 via X_n sobre Y ; r_{12} é a correlação simples das variáveis X_1 e X_2 ; r_{1n} é a correlação simples das variáveis X_1 e X_n . Quando detectada a multicolinearidade, foi utilizado um modelo alternativo aos mínimos quadrados ordinários, o método de regressão em crista, no qual os estimadores são obtidos com o aumento dos elementos da diagonal principal da matriz $X'X$, sendo incluída uma constante (k) escolhida arbitrariamente ($0 \leq k \leq 1$) e, dessa forma, tem-se o sistema de equações normais da seguinte maneira, $\beta = (X'X + k)^{-1} - 1 X'Y$, detalhado a seguir:

$$\begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1+k & \dots & r_{1n} \\ \vdots & 1+k & r_{2n} \\ r_{n1} & r_{n2} & 1+k \end{bmatrix}^{-1} \begin{bmatrix} r_{12} \\ r_{13} \\ \vdots \\ r_{1n} \end{bmatrix}$$

em que: r são as correlações simples; $n = 1, 2, \dots, n$ variáveis; β são os coeficientes estimados; k constante escolhida arbitrariamente ($0 \leq k \leq 1$).

Todos os testes, diagnósticos e análises foram realizados com o auxílio dos programas R (R Development Core Team, 2017) e GENES (CRUZ, 2006).

4.3 RESULTADOS E DISCUSSÃO

O teste de Kolmogorov-Smirnov foi aplicado aos dados alométricos e dendrométricos e não revelou normalidade para todas as variáveis propostas (FIGURA 4.1). Portanto, as correlações devem ser avaliadas por um método não paramétrico, como a correlação de Spearman, para testar os graus de significância entre as variáveis.

No presente estudo, todas as correlações entre as variáveis alométricas e dendrométricas foram significantes ($p < 0,01$) e positivas (TABELA 4.1). A biomassa total acima do solo foi fortemente correlacionada com *dap* (0,93) e a biomassa dos componentes fuste (0,94) e galhos (0,90). Essas altas correlações entre a biomassa total acima do solo das árvores e seus componentes eram esperadas, pois quanto maior a biomassa dos componentes fuste e galhos das árvores, maior é sua biomassa total acima do solo. Apesar do baixo coeficiente de correlação entre altura total e biomassa das folhas (0,49), esse valor foi significativo ($p < 0,01$).

FIGURA 4.1 - AVALIAÇÃO DO AJUSTE DE DISTRIBUIÇÃO NORMAL DAS VARIÁVEIS DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO (A), ALTURA TOTAL (B) E BIOMASSA DO FUSTE (C), GALHOS (D) E FOLHAS (E) E BIOMASSA AÉREA TOTAL ACIMA DO SOLO (F).

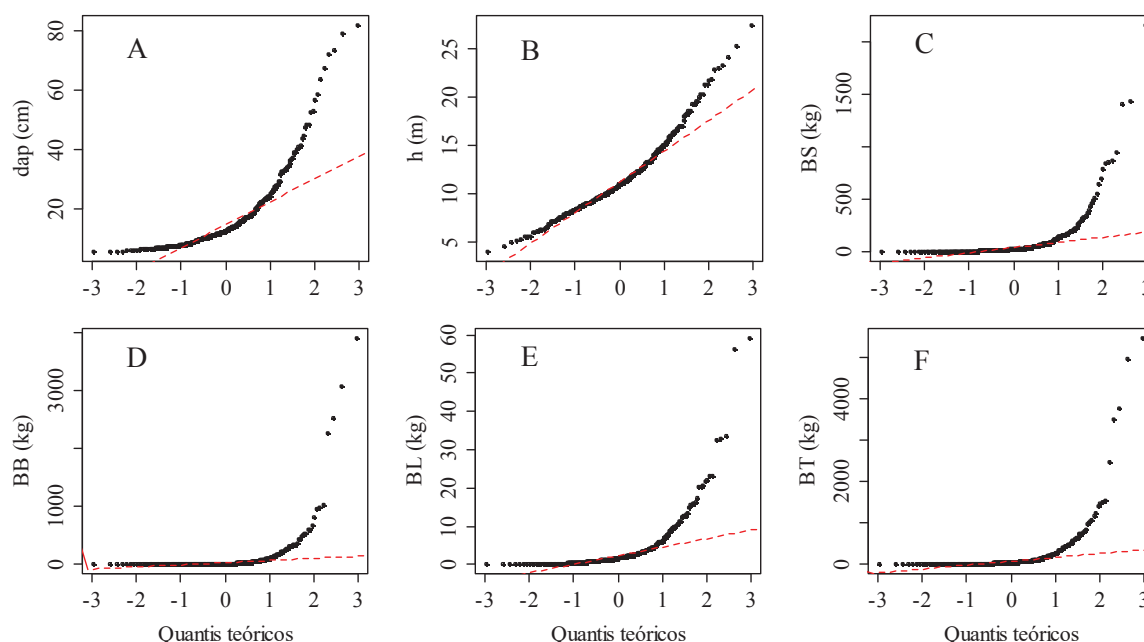


TABELA 4.1 - CORRELAÇÃO DE SPEARMAN ENTRE AS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS, COMPONENTES DE BIOMASSA (FUSTE, GALHOS E FOLHAS) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO EM FLORESTA SUBTROPICAL NO SUL DO BRASIL.

	<i>BT</i>	<i>dap</i>	<i>h</i>	<i>BS</i>	<i>BB</i>	<i>BL</i>
<i>BT</i>	1	0,93**	0,78**	0,94**	0,90**	0,71**
<i>dap</i>		1	0,76**	0,90**	0,81**	0,63**
<i>H</i>			1	0,82**	0,60**	0,49**
<i>BS</i>				1	0,76**	0,60**
<i>BB</i>					1	0,71**
<i>BL</i>						1

**Significante a 1% de probabilidade de erro pelo teste t; *BT* = Biomassa total acima do solo; *dap* = diâmetro a 1,3 m acima do nível do solo; *h* = altura total; *BS* = Biomassa do fuste; *BB* = Biomassa dos galhos; *BL* = Biomassa das folhas.

Estudos de correlação linear são importantes para modelar variáveis biométricas, especialmente a biomassa de árvores com *dap* e *h*. Quando essas correlações lineares entre variáveis independentes e dependentes são significantes, elas são apropriadas para compor modelos alométricos, geralmente ajustados por meio de regressão linear ou não linear. Diversos estudos encontrados na literatura utilizam regressão para expressar a relação alométrica de biomassa com *dap* e *h* (ZHAO; KANE, 2017, ARAÚJO et al., 2018), mas poucos estudos mostram a magnitude dessas correlações entre essas variáveis (BURGER; DELITTI, 2008).

As correlações das variáveis *dap* e *h* com a biomassa total acima do solo das árvores podem resultar em valores iguais ou superiores a 0,90, conforme encontrado

por Burger e Delitti (2008). Návar (2014) mencionou estimativas de erro entre 50 e 60% para as melhores equações ajustadas para modelagem de biomassa acima do solo em florestas tropicais no México, usando como variáveis independentes *dap*, *h*, densidade da madeira e área basal. Araújo et al. (2018), avaliando equações alométricas de biomassa em uma área de restauração da Mata Atlântica, observaram estimativas de erro entre 40 e 50% para as melhores equações, quando o conjunto de dados foi estratificado por classes de diâmetro e grupos ecológicos. Nesse contexto, o presente trabalho pretende elucidar as razões pelas quais as variáveis *dap* e *h*, apesar de apresentarem alta correlação com a biomassa, quando incluídas nos modelos de regressão, não resultam, concomitantemente, em baixos erros para as estimativas de biomassa.

Os erros nos modelos de regressão são expressos pelo grau de variabilidade entre as variáveis que os compõem. Nas florestas nativas, por exemplo, a variabilidade da biomassa em árvores pequenas não se comporta da mesma maneira que em árvores de grande porte. Consequentemente, quando os modelos de regressão são ajustados para todo o conjunto de dados, essas variações afetam a magnitude dos erros. As estatísticas descritivas evidenciam a grande amplitude dos dados, como a biomassa total acima do solo, variando de 3,4 a 5.471,1 kg (TABELA 4.2).

TABELA 4.2 - ESTATÍSTICA DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS, COMPONENTES DE BIOMASSA (FUSTE, GALHOS E FOLHAS) E BIOMASSA TOTAL ACIMA DO SOLO EM FLORESTAS NATIVAS NO SUL DO BRASIL.

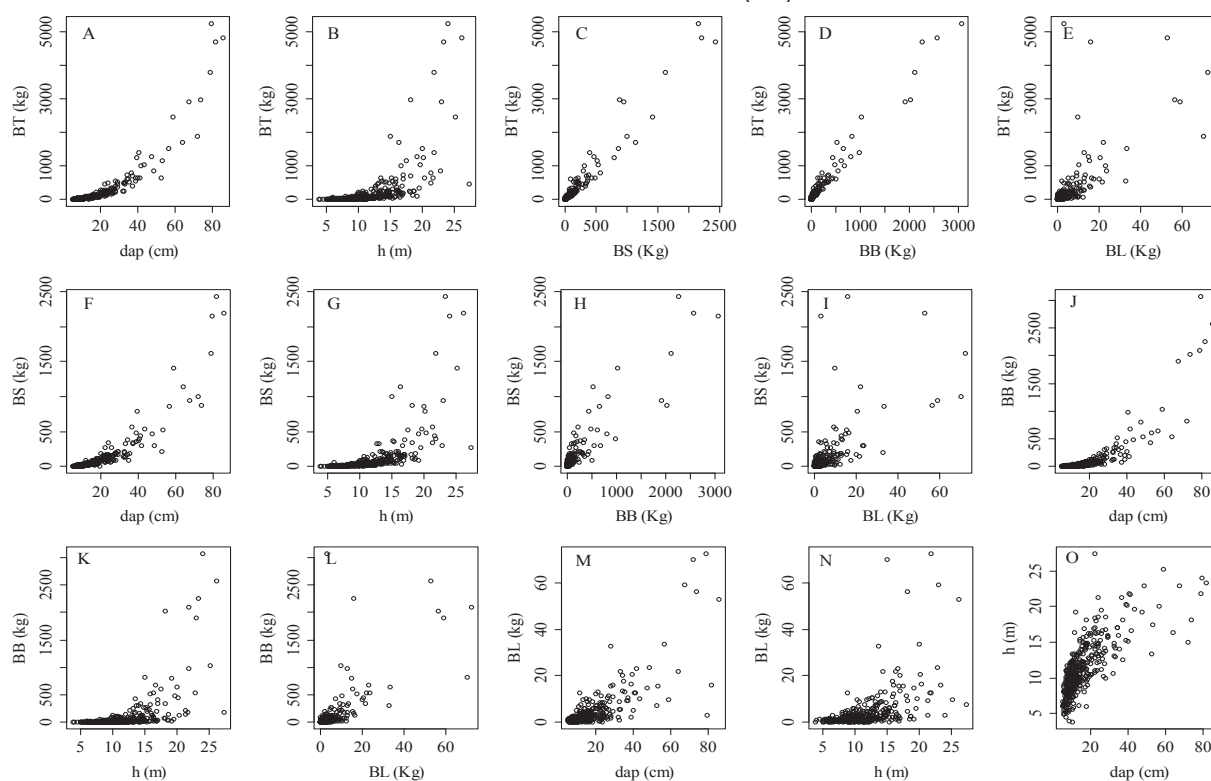
Estatísticas	<i>dap</i>	<i>h</i>	<i>BS</i>	<i>BB</i>	<i>BL</i>	<i>BT</i>
Mínimo	5,3	3,9	2,4	0,1	0,1	3,4
Média	16,8	11,6	92,6	99,4	3,8	203,7
Máximo	82,0	27,4	2.153,4	3.907,7	59,1	5.471,1
Variância	154,9	14,29	42.754,4	123.416,9	44,2	304.523,2
Desvio Padrão	12,45	3,78	206,77	351,31	6,65	551,8
CV (%)	79,0	33,9	269,9	350,4	20,9	299,6
KS (estatística)	0,18	0,10	0,33	0,39	0,28	0,36
KS (p-valor)	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001	<0,001

KS é o teste de Kolmogorov-Smirnov para normalidade, CV (%) é o Coeficiente de Variação em%, *dap* é o diâmetro a 1,3 m acima do solo, *h* é a altura total, *BS* é a biomassa do fuste, *BB* é a biomassa dos galhos, *BL* é a biomassa das folhas e *BT* é a biomassa total acima do solo da árvore.

A relação entre a biomassa total acima do solo e o *dap* permite identificar que a variância aumenta com o crescimento do *dap*, e a estratificação é necessária para reduzir os erros. Uma relação semelhante (*BT* e diâmetro de base) pode ser vista no trabalho de Lima et al. (2017), no qual tratam da modelagem da biomassa total de

árvores em floresta tropical seca no estado de Pernambuco, Brasil, cujo *dap* máximo foi de 35 cm devido à tipologia florestal. Em um estudo com a espécie *Betula platyphylla* Suk., Wang et al. (2018) encontraram uma relação semelhante entre a biomassa da madeira e o *dap*, considerando-o máximo de 15 cm. Essas relações evidenciaram o aumento da variância com o crescimento do diâmetro, independente da dispersão diametral. A FIGURA 4.2 apresenta a relação entre todas as variáveis, algumas delas com comportamento não lineares.

FIGURA 4.2 - RELAÇÃO ENTRE AS VARIÁVEIS DIÂMETRO À ALTURA DO PEITO (*dap*), ALTURA TOTAL (*h*) E BIOMASSA DO FUSTE (*BS*), GALHOS (*BB*) E FOLHAS (*BL*) E BIOMASSA AÉREA TOTAL ACIMA DO SOLO (*BT*).



A TABELA 4.1 apresenta os valores de correlação simples de Spearman. No entanto, essas não expressam as reais causas e efeitos entre as variáveis, como pode ser revelado por meio do desmembramento dos efeitos diretos e indiretos das variáveis independentes sobre as dependentes, em todas as combinações propostas apresentadas na TABELA 4.3. Com o uso da biomassa total acima do solo como variável dependente, o alto coeficiente de determinação ($R^2 = 0,97$) e o pequeno efeito residual (0,16) indicaram a contribuição efetiva das variáveis independentes no modelo (TABELA 4.3). As variáveis apresentaram multicolinearidade fraca ($NC = 45,34$) com base no método descrito por Montgomery et al. (2012).

TABELA 4.3 - DESDOBRAMENTO DOS EFEITOS DIRETOS E INDIRETOS DAS VARIÁVEIS DENDROMÉTRICAS E ALOMÉTRICAS SOBRE OS COMPONENTES DE BIOMASSA E BIOMASSA AÉREA TOTAL.

REFERENCIAL:

Variável		Efeito direto	Efeito indireto						\hat{r}	R ²	e	k
Dependente	Independente		dap	h	BS	BB	BL	BT				
BS	dap	0,27	-	0,16	-	-0,07	-0,01	0,55	0,90	0,88	0,34	0,066
	H	0,22	0,19	-	-	-0,05	-0,01	0,47	0,82			
	BS	-	-	-	-	-	-	-	-			
	BB	-0,08	0,20	0,13	-	-	-0,02	0,53	0,76			
	BL	-0,02	0,16	0,10	-	-0,06	-	0,42	0,60			
	BT	0,59	0,25	0,18	-	-0,07	-0,01	-	0,94			
BB	dap	0,17	-	-0,07	-0,09	-	0,11	0,69	0,81	0,79	0,46	0,073
	H	-0,10	0,13	-	-0,08	-	0,09	0,56	0,60			
	BS	-0,10	0,15	-0,08	-	-	0,11	0,68	0,76			
	BB	-	-	-	-	-	-	-	-			
	BL	0,18	0,11	-0,05	-0,06	-	-	0,53	0,71			
	BT	0,74	0,16	-0,06	-0,08	-	0,14	-	0,90			
BL	dap	0,05	-	-0,01	-0,03	0,29	-	0,33	0,63	0,51	0,70	0,093
	H	-0,01	0,04	-	-0,03	0,21	-	0,28	0,49			
	BS	-0,03	0,04	-0,01	-	0,26	-	0,34	0,60			
	BB	0,36	0,05	-0,01	-0,02	-	-	0,33	0,71			
	BL	-	-	-	-	-	-	-	-			
	BT	0,36	0,06	-0,01	-0,03	0,33	-	-	0,71			
BT	dap	0,17	-	0,03	0,41	0,28	0,04	-	0,93	0,97	0,16	-
	H	0,04	0,13	-	0,37	0,21	0,03	-	0,78			
	BS	0,45	0,15	0,03	-	0,27	0,04	-	0,94			
	BB	0,36	0,14	0,02	0,33	-	0,05	-	0,90			
	BL	0,06	0,11	0,02	0,27	0,25	-	-	0,71			
	BT	-	-	-	-	-	-	-	-			

Em que: BT = Biomassa aérea total; *dap* = diâmetro à 1,3 m acima do nível do solo; *h* = altura total; BS = Biomassa do fuste; BB = Biomassa dos galhos; BL = Biomassa das folhas; \hat{r} = coeficiente de correlação de Spearman; R^2 = Coeficiente de determinação; e = Efeito da variável residual; k = constante incluída na diagonal principal da matriz $X'X$.

Com a utilização do componente biomassa do fuste como variável dependente foi necessário efetuar a correção da multicolinearidade. A inclusão da constante k (0,066) na matriz $X'X$ resultou em $NC = 38,1$, $R^2 = 0,88$ e efeito residual = 0,34 (TABELA 4.3). As variáveis biomassa aérea total (0,59), *dap* (0,27) e altura total (0,22) apresentam maiores efeitos diretos sobre o componente biomassa do fuste. Para a predição dos efeitos diretos e indiretos sobre o componente biomassa de galhos, a análise de trilha apresentou $R^2 = 0,79$, efeito residual = 0,46 e $NC = 36,0$ com constante $k = 0,073$ e as variáveis biomassa aérea total (0,74), *dap* (0,17) e o componente galhos (0,18) apresentou os maiores efeitos diretos. Para a biomassa do componente folhas o modelo apresentou $R^2 = 0,51$, efeito residual = 0,70 e, com utilização da constante k (0,093), o NC foi de 38,8, indicando que as variáveis

biomassa aérea total (0,36) e componente fuste (0,36) apresentaram maior eficiência para explicar a biomassa do componente folhas.

Na análise de trilha, as variáveis apresentaram multicolinearidade fraca ($NC = 45,34$) com base no método descrito por Montgomery et al. (2012), quando afirmaram que se NC for menor que 100, a multicolinearidade não interfere na estimativa dos parâmetros (ou seja, multicolinearidade fraca). Por outro lado, se o NC varia de 100 a 1.000 a multicolinearidade é moderada a forte e, finalmente, se o NC for maior que 1.000, multicolinearidade severa e os parâmetros estimados são afetados à extensão que, quando a multicolinearidade tende a ser perfeita, os coeficientes tornam-se indeterminados e os desvios-padrões tendem ao infinito (GREENE, 2012).

A correlação de Spearman da biomassa total da árvore acima do solo com o *dap* foi de 0,93, mas o seu efeito direto foi de apenas 0,17, o que indica uma pequena contribuição para a correlação total calculada. Os efeitos diretos dos componentes da biomassa do fuste e dos galhos são mais expressivos do que os efeitos diretos do *dap* e na biomassa aérea total da árvore. Essa evidência é biologicamente consistente porque essas variáveis foram medidas com as mesmas unidades métricas (kg) (PÉLLICO NETTO e BEHLING, 2019) e a soma da biomassa do fuste e galhos compõe mais de 90% da biomassa aérea total da árvore. Esse resultado era esperado, porque os componentes do fuste e dos galhos são parte da biomassa aérea total da árvore.

Teoricamente, variáveis independentes, que são expressas com a mesma métrica da variável dependente, tendem a apresentar maior precisão ao modelo ajustado. Alguns exemplos clássicos são os modelos volumétricos de Schumacher-Hall e Spurr, conhecidos na literatura florestal, nos quais as variáveis *dap* e *h* de maneira combinada resultam no volume de um cilindro, ou seja, as métricas das variáveis dependente e independentes são expressas em m^3 . Em geral, para a predição dos componentes de biomassa de uma árvore, a biomassa aérea total da árvore apresentou o maior efeito direto, e este resultado também era esperado, pois os componentes de biomassa de uma árvore fazem parte da biomassa total da árvore.

Para todos os modelos apresentados na TABELA 4.3, as variáveis dependentes BS, BB e BL apresentaram os maiores efeitos diretos com a biomassa total acima do solo, e para essa, como variável dependente, os maiores efeitos diretos ocorreram com BS e BB. Essas evidências mostram que maiores efeitos de

correlação não são obtidos quando se utilizam os conceitos convencionais de correlação direta entre as variáveis dependentes e independentes. A análise de trilha fornece subsídios para o desmembramento dos efeitos diretos e indiretos das correlações para alcançar a melhor participação das variáveis nos modelos propostos.

Para modelar a biomassa aérea total da árvore a partir da informação de causa e efeito de todas as variáveis independentes sobre a variável dependente, os componentes de biomassa fuste e galhos devem ser incluídos juntamente com o *dap*. Observou-se que a biomassa de folhas e a *h* apresentaram menor influência direta na biomassa aérea total, indicando que esses componentes não devem ser incluídos na modelagem da biomassa aérea total da árvore. Para os componentes de biomassa do fuste e galhos, deve ser incluída a biomassa total acima do solo e o *dap* para produzir melhores estimativas por meio de regressão. Dessa maneira, as estimativas de biomassa devem incluir componentes de biomassa no modelo de regressão. Neste caso, a modelagem pode ser desenvolvida usando regressão de mínimos quadrados de dois ou três estágios (GREENE, 2012).

4.4 CONCLUSÕES

O uso de correlação simples indica que qualquer variável pode ser utilizada na modelagem da biomassa total acima do solo da árvore e seus componentes, portanto, essa decisão pode levar a uma escolha incorreta de variáveis independentes sem causa e efeito na modelagem da biomassa. Componentes da biomassa do fuste e galhos têm um efeito direto sobre a biomassa total acima do solo, sendo maior em magnitude do que o *dap*.

A análise de trilha foi capaz de detectar as associações reais entre as variáveis estudadas e selecionar as melhores variáveis para a modelagem da biomassa, pois permite avaliar os efeitos diretos e indiretos entre todas as variáveis. As variáveis que apresentam pequeno efeito direto sobre a biomassa não devem ser incluídas nos modelos de regressão.

As variáveis tradicionais independentes *dap* e *h* frequentemente apresentam altas correlações com a biomassa total acima do solo da árvore e seus componentes, mas os efeitos diretos do *dap* e *h* na biomassa total acima do solo são inexpressivos, razão pela qual a análise de trilha é importante na modelagem da biomassa, visando

obter melhores resultados biológicos. Variáveis que apresentam pequeno efeito direto sobre a biomassa não devem ser incluídas nos modelos alométricos.

A inclusão de pelo menos um componente de biomassa é necessário para que o modelador possa obter resultados satisfatórios ao estimar a biomassa total acima do solo. Para todos os componentes, a biomassa aérea total da árvore deve ser incluída no modelo de regressão.

4.5 REFERÊNCIAS

AFFLECK, D. L. R.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Additive nonlinear biomass equations: a likelihood-based approach. **Forest Science**, v.62, n.2, p.129–140, 2016.

ARAÚJO, E. J. G.; LOUREIRO, G. H.; SANQUETTA, C. R.; SANQUETTA, M. N. I.; DALLA CORTE, A. P.; PÉLLICO NETTO, S.; BEHLING, A. Allometric models to biomass in restoration areas in the Atlantic rain forest. **Floresta e Ambiente**, v.25, n.1, E20160193, 2018.

AZEVEDO, A. M.; SEUS, R.; GOMES, C. L.; FREITAS, E. M.; CANDIDO, D. M.; SILVA, D. J. H.; CARNEIRO, P. C. S. Correlações genotípicas e análise de trilha em famílias de meios-irmãos de couve de folhas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.51, n.1, p.35-44, 2016.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J. W.; CARON, B. O.; BORELLA, J.; COSTA JÚNIOR, S.; BREUNIG, F. M. Vertical distribution of aboveground biomass in a seasonal deciduous forest. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.12, n.3, p.361-365, 2017.

BURGUER, D. M.; DELITTI, W. B. C. Allometric models for estimating the phytomass of a secondary Atlantic Forest area of southeastern Brazil. **Biota Neotropica**, v.8, n.4, p.131-136, 2008.

CARVALHO, C. G. P.; ARIAS, C. A. A.; TOLEDO, J. F. F.; OLIVEIRA, M. F.; VELLO, N. A. Correlações e análise de trilha em linhagens de soja semeadas em diferentes épocas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n.3, p.311-320, 2002.

CARVALHO, C. G. P.; OLIVEIRA, V. R.; CRUZ, C. D.; CASALI, V. W.D. Análise de trilha sob multicolinearidade em pimentão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.34, n.4, p.603-613, 1999.

CHATURVEDI, R. K.; RAGHUBANSHI, A. S. Allometric models for accurate estimation of aboveground biomass of teak in tropical dry forests of India. **Forest Science**, v.61, n.5, p.938–949, 2015.

CHAVE, J.; RÉJOU-MÉCHAIN, M.; BÚRQUEZ, A.; CHIDUMAYO, E.; COLGAN, M. S.; DELITTI, W. B. C.; DUQUE, A.; EID, T.; FEARSIDE, P. M.; GOODMAN, R. C.; HENRY, M.; MARTÍNEZ-YRÍZAR, A.; MUGASHA, W. A.; MULLER-LANDAU, H. C.; MENCUCCINI, M.; NELSON, B. W.; NGOMANDA, A.; NOGUEIRA, E. M.; ORTIZ-MALAVASSI, E.; PÉLISSIER, R.; PLOTON, P.; RYAN, C. M.; SALDARRIAGA, J. G.; VIEILLEDENT, G. Improved allometric models to estimate the aboveground biomass of tropical trees. **Global Change Biology**, 2014. doi: 10.1111/gcb.12629

COIMBRA, J. L. M.; BENIN, G.; VIEIRA, E. A.; OLIVEIRA, A. C.; CARVALHO, F. I. F.; GUIDOLIN, A. F.; SOARES, A. P. Consequências da multicolinearidade sobre a análise de trilha em canola. **Ciência Rural**, v.35, n.2, p.347-352, 2005.

CRUZ, C.D. **Programa Genes**: Biometria. Editora UFV. Viçosa (MG). 382p. 2006.

DEWEY, D. R.; LU, K. H. A Correlation and path-coefficient analysis of components of crested wheatgrass seed production. **Agronomy journal**, 1959.

DJOMO, A. N.; CHIMI, C. D. Tree allometric equations for estimation of above, below and total biomass in a tropical moist forest: Case study with application to remote sensing. **Forest Ecology and Management**, v.391, p.184–193, 2017.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Seventh Edition, Pearson, 2012. 1238p.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5º ed. Editora AMGH, Porto Alegre, 2011, 924p.

HALLÉ, F. Arquitectura de los árboles. **Boletín de la Sociedad Argentina de Botánica**, v.45, n.3-4, p.405-418. 2010.

HERMY, M. Path analysis of standing crop and environmental variables in the field layer of two Belgian riverine forests. **Vegetatio**, v.70, p.127-134, 1987.

LAM, T. Y.; MAGUIRE, D. A. Structural equation modeling: theory and applications in forest management. **International Journal of Forestry Research**. v.2012, p.1-16, 2012.

LIMA, R. B.; ALVES JÚNIOR, F. T.; OLIVEIRA, C. P.; SILVA, J. A. A.; FERREIRA, R. L. C. Predicting of biomass in Brazilian tropical dry forest: a statistical evaluation of generic equations. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v.89, n.3, p.1815–1828, 2017.

LIU, Y.; YU, M.; MA, X.; XING, X. Estimating models for reference evapotranspiration with core meteorological parameters via path analysis. **Hydrology Research**, v.42, n.2, p.340-354, 2016.

LORENTZ, L. H.; FORTES, F. O.; LÚCIO, A. D. Análise de trilha entre as variáveis das análises de sementes de espécies florestais exóticas do rio grande do sul. **Revista Árvore**, v.30, n.4, p.567-574, 2006.

KAVALCO, S. A. F.; FIGUEIREDO, R.; GROLI, E. L.; ZIMMER, C. M.; BARETTA, D.; TESSMANN, E. W.; MAGALHÃES JÚNIOR, A. M.; OLIVEIRA, A. C. Análise de trilha em genótipos de trigo submetidos ao estresse por encharcamento. **Semina: Ciências Agrárias**, v.35, n.4, p.1683-1696, 2014.

MONTGOMERY, D. C.; PECK, E. A.; VINING, G. G. **Introduction to linear regression analyses**. Wiley, 2012, p.504.

NAVAR, J. Pan tropical biomass equations for Mexico's dry forests. **Agronomía Colombiana**. v.32, n.3 p.367–376, 2014.

NGOMANDA, A.; OBIANG, N. L. E.; LEBAMBA, J.; MAVOUROULOU, Q. M.; GOMAT, H.; MANKOU, G. S.; LOUMETO, J.; IPONGA, D. M.; DITSOUGA, F. K.; KOUMBA, R. Z.; BOBÉ, K. H. B.; OKOUYI, C. M.; NYANGADOUMA, R.; LÉPENGUÉ, N.; MBATCHI, B.; PICARD, N. Site-specific versus pantropical allometric equations: Which option to estimate the biomass of a moist central African forest?. **Forest Ecology and Management**. v.312, p.1–9, 2014.

OLIVEIRA, N.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R.; HERNÁNDEZ, M. J.; CAÑELLAS, I.; SIXTO, H.; PÉREZ-CRUZADO, C. Improving biomass estimation in a *Populus* short rotation coppice plantation. **Forest Ecology and Management**, v.391, p.194–206, 2017.

OLIVOTO, T.; SOUZA, V.Q.S.; NARDINO, M.; CARVALHO, I.R.; FERRARI, M.; PELEGRIN, A. J.; SZARESKI, V.J.; SCHIMIDT, D. Multicollinearity in Path Analysis: A Simple Method to Reduce Its Effects. **Agronomy Journal**, v.109, n.1, p.131-142, 2017.

PERSSON, H. J.; FRANSSON, J. E. S. Comparison between TanDEM-X and ALS based estimation of above ground biomass and tree height in boreal forests. **Scandinavian Journal of Forest Research**, v.32, p.306-319, 2017.

PICARD, N.; SAINT-ANDRÉ, L.; HENRY, M. **Manual for building tree volume and biomass allometric equations: from field measurement to prediction**. Rome e Montpellier: Food and Agricultural Organization of the United Nations and Centre de

Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, 2012. 215p.

R Development Core Team. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. 2017.

RATUCHNE, L. C. **Biomassa e carbono: equações e dinâmica em fragmentos de floresta ombrófila mista no Paraná**. Curitiba: Universidade Federal do Paraná (Tese de Doutorado). 2015, 102p.

RESENDE, R. T.; MARCATTI, G. E.; PINTO, D. S.; TAKAHASHI, E. K.; CRUZ, C. D.; RESENDE, M. D. V. Intra-genotypic competition of Eucalyptus clones generated by environmental heterogeneity can optimize productivity in forest stands. **Forest Ecology and Management**, v.380, p.50–58, 2016.

SALLA, V. P.; DANNER, M. A.; CITADIN, I.; SASSO, S. A. Z.; DONAZZOLO, J.; GIL, B. V. Análise de trilha em caracteres de frutos de jaboticabeira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.50, n.3, p.218-223, 2015.

SARI, B. G.; DAL'COL LÚCIO, A.; SANTANA, C. S.; LOPES, S. J. Linear relationships between cherry tomato traits. **Ciência Rural**, v.47, n.3, p.1-7, 2017.

SIEGEL, S.; CASTELLAN JR, N. J. **Estatística não-paramétrica: para ciências do comportamento**. Porto Alegre: Artmed, 2ª Ed. 2006. 448 p.

STAS, S. M.; RUTISHAUSER, E.; CHAVE, J.; ANTEN, N. P. R.; LAUMONIER, Y. Estimating the aboveground biomass in an old secondary forest on limestone in the Moluccas, Indonesia: Comparing locally developed versus existing allometric models. **Forest Ecology and Management**, v.389, p.27–34, 2017.

TOEBE, M.; CARGNELUTTI FILHO, A. Não normalidade multivariada e multicolinearidade na análise de trilha em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.48, n.5, p.466-477, 2013.

VERES, Q. J. I. **Fitossociologia, dinâmica e biomassa de um fragmento da floresta estacional semidecidual - Paraná**. Iritati: Universidade Estadual do Centro-Oeste (Dissertação de Mestrado). 2012, 99p.

WATZLAWICK, L. F.; CALDEIRA, M. V. W.; VIERA, M.; SCHUMACHER, M. V.; GODINHO, T. O.; BALBINOT, R. Estoque de biomassa e carbono na Floresta Ombrófila Mista Montana, Paraná. **Scientia Forestalis**, v.40, n.95, p.345-352, 2012.

WRIGHT, S. Correlation and causation. **Journal of Agricultural Research**, v.20, p.557–585, 1921.

WRIGHT, S. The theory of path coefficients – a replay to Niles' criticism. **Genetics**, v.52, p.239-255, 1923.

WRIGHT, S. The method of path coefficients. **The Annals of Mathematical Statistics**, v.5, n.3, p.161-215, 1934.

ZIANIS, D.; SPYROGLOU, G.; TIAKAS, E.; RODOGLOU, K. M. Bayesian and classical models to predict aboveground tree biomass allometry. **Forest Science**, v.62, n.3, p.247–259, 2016.

ZHAO, D.; KANE, M.; MARKEWITZ, D.; TESKEY, R.; CLUTTER, M. Additive tree biomass equations for midrotation loblolly pine plantations. **Forest Science**, v.61, n.4, p.316–623, 2015.

5 CONSIDERAÇÕES E RECOMENDAÇÕES FINAIS

Para futuros trabalhos com biomassa florestal e seus componentes, algumas sugestões e recomendações são apresentadas a seguir.

Para a modelagem de estimadores por razão, mais variáveis de copa devem ser coletadas para melhorar a estratificação das árvores dentro das classes de diâmetro. Informações sobre a arquitetura arbórea devem ser coletadas e utilizadas na modelagem. Recomenda-se realizar a coleta do volume total das árvores via xilometria para aproximar os coeficientes de razão, entre a biomassa total acima do solo e o volume total das árvores, dos valores reais de massa específica da madeira.

Para a modelagem por meio de regressão, dos componentes e a biomassa total, deve-se aplicar o ajuste simultâneo para gerar estimadores mais eficientes e consistentes biologicamente. A inclusão de pelo menos um componente de biomassa é necessário para que o modelador possa obter resultados satisfatórios ao estimar a biomassa total da árvore. Para a modelagem com dados coletados de biomassa, a biomassa total acima do solo deve ser incluída nos modelos de regressão dos componentes de biomassa. Na modelagem sem a coleta de biomassa de forma direta (abate de árvores) o componente fuste pode ser incluído como variável independente nos modelos de regressão dos componentes de copa (galhos e folhas).

REFERÊNCIAS GERAIS

AFFLECK, D. L. R.; DIÉGUEZ-ARANDA, U. Additive nonlinear biomass equations: a likelihood-based approach. **Forest Science**, v.62, n.2, p.129–140, 2016.

ALVARES, C. A.; STAPE, J. L.; SENTELHAS, P. C.; GONÇALVES, J. L. M.; SPAROVEK, G. Köppen's climate classification map for Brazil. **Meteorologische Zeitschrift**, v.22, n.6, p.711-728, 2013.

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. **IEEE Transactions on Automatic Control**, v.19, n.6, p.716-723, 1974.

APG (Angiosperm Phylogeny Group). An update of the Angiosperm Phylogeny Group classification for the orders and families of flowering plants: APG IV. **Botanical Journal of the Linnean Society**. v. 181, p. 1-20, 2016.

ARAÚJO, E. J. G.; LOUREIRO, G. H.; SANQUETTA, C. R.; SANQUETTA, M. N. I.; DALLA CORTE, A. P.; PÉLLICO NETTO, S.; BEHLING, A. Allometric models to biomass in restoration areas in the Atlantic rain forest. **Floresta e Ambiente**, v.25, n.1, E20160193, 2018.

AZEVEDO, A. M.; SEUS, R.; GOMES, C. L.; FREITAS, E. M.; CANDIDO, D. M.; SILVA, D. J. H.; CARNEIRO, P. C. S. Correlações genotípicas e análise de trilha em famílias de meios-irmãos de couve de folhas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.51, n.1, p.35-44, 2016.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J. W.; CARON, B. O.; BORELLA, J.; COSTA JÚNIOR, S.; BREUNIG, F. M. Vertical distribution of aboveground biomass in a seasonal deciduous forest. **Revista Brasileira de Ciências Agrárias**, v.12, n.3, p.361-365, 2017.

BALBINOT, R.; TRAUTENMÜLLER, J. W.; CARON, B. O.; BREUNIG, F. M.; BORELLA, J.; CARVALHO, R. R. Modelling of allometric equations for biomass estimate in deciduous forest. **Revista Floresta**, No Prelo, 2019.

BASUKI, T. M.; VAN LAAKE, P. E.; SKIDMORE, A. K.; HUSSIN, Y. A. Allometric equations for estimating the above-ground biomass in tropical lowland *Dipterocarp* forest. **Forest Ecology and Management**, v. 257, p. 1684-1694, 2009.

BEHLING, A.; PÉLLICO NETTO, S.; SANQUETTA, C.R.; DALLA CORTE, A.P.; AFFLECK, D.L.R.; RODRIGUES, A.L.; BEHLING, M. Critical analyses when modeling tree biomass to ensure additivity of its components. **Annals of the Brazilian Academy of Sciences**, v.90, n.2, p. 1759-1774, 2018.

BI, H.; LONG, Y.; TURNER, J.; LEI, Y.; SNOWDON, P.; LI, Y.; HARPER, R.; ZERIHUN, A.; XIMENES, F. Additive prediction of aboveground biomass for *Pinus radiata* (D. Don) plantations. **Forest Ecology and Management**, v. 259, p. 2301-2314, 2010.

BLUJDEA, V. N. B.; PILLI, R.; CIUVAT, L.; ABRUDAN, I. V. Allometric biomass equations for young broadleaved trees in plantations in Romania. **Forest Ecology and Management**, v. 264, p. 172-184, 2012.

BROWN, J.K. **Weight and density of crowns of Rocky Mountain conifers**. USDA For. Serv., Res. Pap. INT-197, Intermountain Forest and Range Experiment Station, Ogden, UT. 1978. 56 p.

BROWN, S. **Estimating biomass and biomass change of tropical forests: a primer**. Rome: FAO, p. 55, 1997.

BURGUER, D. M.; DELITTI, W. B. C. Allometric models for estimating the phytomass of a secondary Atlantic Forest area of southeastern Brazil. **Biota Neotropica**, v.8, n.4, p.131-136, 2008.

CARVALHO, C. G. P.; ARIAS, C. A. A.; TOLEDO, J. F. F.; OLIVEIRA, M. F.; VELLO, N. A. Correlações e análise de trilha em linhagens de soja semeadas em diferentes épocas. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.37, n.3, p.311-320, 2002.

CARVALHO, C. G. P.; OLIVEIRA, V. R.; CRUZ, C. D.; CASALI, V. W.D. Análise de trilha sob multicolinearidade em pimentão. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.34, n.4, p.603-613, 1999.

CHATURVEDI, R. K.; RAGHUBANSHI, A. S. Allometric models for accurate estimation of aboveground biomass of teak in tropical dry forests of India. **Forest Science**, v.61, n.5, p.938-949, 2015.

CHAPMAN, H. H.; MEYER, W. H. **Forest Mensuration**. American Forestry Series, McGraw-Hill. 1949, 522 p.

CHAVE, J.; ANDALO, C.; BROWN, S.; CAIRNS, M. A.; CHAMBERS, J. Q.; EAMUS, D.; FOLSTER, H.; FROMARD, F.; HIGUCHI, N.; KIRA, T.; LESCURE, J. P.; NELSON, B. W.; OGAWA, H.; PUIG, H.; RIÉRA, B.; YAMAKURA, T. Tree allometry and improved estimation of carbon stocks and balance in tropical forests. **Oecologia**, v. 145, p. 87-99, 2005.

CHAVE, J.; RÉJOU-MÉCHAIN, M.; BÚRQUEZ, A.; CHIDUMAYO, E.; COLGAN, M. S.; DELITTI, W. B. C.; DUQUE, A.; EID, T.; FEARSIDE, P. M.; GOODMAN, R. C.; HENRY, M.; MARTÍNEZ-YRÍZAR, A.; MUGASHA, W. A.; MULLER-LANDAU, H. C.; MENCUCCINI, M.; NELSON, B. W.; NGOMANDA, A.; NOGUEIRA, E. M.; ORTIZ-

MALAVASSI, E.; PÉLISSIER, R.; PLOTON, P.; RYAN, C. M.; SALDARRIAGA, J. G.; VIEILLEDENT, G. Improved allometric models to estimate the aboveground biomass of tropical trees. **Global Change Biology**, 2014. doi: 10.1111/gcb.12629

CHRISTENHUSZ, M. J. M.; REVEAL, J. L.; FARJON, A.; GARDNER, M. F.; MILL, R. R.; CHASE, M. W. A New Classification and Linear Sequence of Extant Gymnosperms. **Phytotaxa**, New Zealand, Auckland, v. 19, n. 1, p. 19-55-70, 2011.

CIENCIALA, E.; CERNÝ, M.; TATARINOV, F.; APLTAUER, J. Biomass functions applicable to scots pine. **Trees**, v. 20, p. 483-495, 2006.

COCHRAN, W. G. **Sampling Techniques**. New York: John Wiley & Sons, 1953, 330 p.

COIMBRA, J. L. M.; BENIN, G.; VIEIRA, E. A.; OLIVEIRA, A. C.; CARVALHO, F. I. F.; GUIDOLIN, A. F.; SOARES, A. P. Consequências da multicolinearidade sobre a análise de trilha em canola. **Ciência Rural**, v.35, n.2, p.347-352, 2005.

CORONA, P.; FATTORINI, L. Area-based lidar-assisted estimation of forest standing volume. **Canadian Journal of Forest Research**, v.38, p.2911-2916, 2008.

CRUZ, C.D. **Programa Genes**: Biometria. Editora UFV. Viçosa (MG). 382p. 2006.

CUNIA, T. Error of forest inventory estimates: its main components. In: WHARTON, E.H.; CUNIA, T. **Estimating tree biomass regressions and their error. Proceedings of the workshop on tree biomass regression functions and their contribution to the error of forest inventory estimates**. USDA: For. Serv. Gen., 1987. p. 1-13.

CUNIA, T.; BRIGGS, R. D. Forcing additivity of biomass tables-add empirical results. **Canadian Journal of Forest Research**, v.14, p.376-384, 1984.

CUNIA, T.; BRIGGS, R. D. Forcing additivity of biomass tables: use of the generalized least squares method. **Canadian Journal of Forest Research**, v.15, p.23-28, 1985.

DEWEY, D. R.; LU, K. H. A Correlation and path-coefficient analysis of components of crested wheatgrass seed production. **Agronomy journal**, 1959.

DJOMO, A. N.; CHIMI, C. D. Tree allometric equations for estimation of above, below and total biomass in a tropical moist forest: Case study with application to remote sensing. **Forest Ecology and Management**, v.391, p.184–193, 2017.

EBLING, Â. A. **Estudo simulativo para amostragem de parcelas permanentes em floresta com araucária**. 191 f. Tese (Doutorado em Engenharia Florestal) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2016.

FELDPAUSCH, T. R.; LLOYD, J.; LEWIS, S. L.; BRIENEN, R. J. W.; GLOOR, M.; MENDOZA, A. M.; LOPEZ-GONZALEZ, G.; BANIN, L.; ABU SALIM, K.; AFFUM-BAFFOE, K.; ALEXIADES, M.; ALMEIDA, S.; AMARAL, I.; ANDRADE, A.; ARAGÃO, L. E. O. C.; MURAKAMI, A. A.; ARETS, E. J. M. M.; ARROYO, L.; AYMARD, G. A.; BAKER, T. R.; B'ANKI, O. S.; BERRY, N. J.; CARDOZO, N.; CHAVE, J.; COMISKEY, J. A.; ALVAREZ, E.; OLIVEIRA, A.; DI FIORE, A.; DJAGBLETEY, G.; DOMINGUES, T. F.; ERWIN, T. L.; FEARNSIDE, P. M.; FRANÇA, M. B.; FREITAS, M. A.; HIGUCHI, N.; HONORIO, E.; IIDA, Y.; JIMÉNEZ, E.; KASSIM, A. R.; KILLEEN, T. J.; LAURANCE, W. F.; LOVETT, J. C.; MALHI, Y.; MARIMON, B. S.; MARIMON-JUNIOR, B. H.; LENZA, E.; MARSHALL, A. R.; MENDOZA, C.; METCALFE, D. J.; MITCHARD, E. T. A.; NEILL, D. A.; NELSON, B. W.; NILUS, R.; NOGUEIRA, E. M.; PARADA, A.; PEH, K. S.-H.; PENA CRUZ, A.; PEÑUELA, M. C.; PITMAN, N. C. A.; PRIETO, A.; QUESADA, C. A.; RAMÍREZ, F.; RAMÍREZ-ANGULO, H.; REITSMA, J. M.; RUDAS, A.; SAIZ, G.; SALOMÃO, R. P.; SCHWARZ, M.; SILVA, N.; SILVA-ESPEJO, J. E.; SILVEIRA, M.; SONKÉ, B.; STROPP, J.; TAEDOUMG, H. E.; TAN, S.; TER STEEGE, H.; TERBORGH, J.; TORELLO-RAVENTOS, M.; VAN DER HEIJDEN, G. M. F.; VÁSQUEZ, R.; VILANOVA, E.; VOS, V. A.; WHITE, L.; WILLCOCK, S.; WOELL, H.; PHILLIPS, O. L. Tree height integrated into pantropical forest biomass estimates. **Biogeosciences**, v.9, p.3381–3403, 2012.

FORZZA, R. C.; BAUMGRATZ, J. F. A.; BICUDO, C. E. M.; CARVALHO JR., A. A.; COSTA, A.; COSTA, D. P.; HOPKINS, M.; LEITMAN, P. M.; LOHMANN, L. G.; MAIA, L. C.; MARTINELLI, G.; MENEZES, M.; MORIM, M. P.; NADRUZ COELHO, M. A.; PEIXOTO, A. L.; PIRANI, J. R.; PRADO, J.; QUEIROZ, L. P.; SOUZA, V. C.; STEHMANN, J. R.; SYLVESTRE, L. S.; WALTER, B. M. T.; ZAPPI, D. **Catálogo de plantas e fungos do Brasil**. Instituto de Pesquisas Jardim Botânico do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro. 2010. 1699p.

GENET, A.; WERNSDÖRFER, H.; JONARD, M.; PRETZSCH, H.; RAUCH, M.; PONETTE, Q.; NYS, C.; LEGOUT, A.; RANGER, J.; VALLET, P.; SAINT-ANDRE, L. Ontogeny partly explains the apparent heterogeneity of published biomass equations for *Fagus sylvatica* in central Europe. **Forest Ecology and Management**, v.261, p.1188-1202, 2011.

GRAY, H. R. **The form and taper of forest-tree stems**. Institute paper N°32. Reino Unido: University of Oxford, Imperial Forestry institute, 1956. 80 p.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. Seventh Edition, Pearson, 2012. 1238p.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5º ed. Editora AMGH, Porto Alegre, 2011, 924p.

HAIR, J. F.; BLACK, W. C.; BABIN, B. J.; ANDERSON, R. E. **Multivariate data analysis**. Seventh Edition, Pearson, 2009. 734p.

HALLÉ, F. Arquitectura de los árboles. **Boletín de la Sociedad Argentina de Botánica**, v.45, n.3-4, p.405-418. 2010.

HERMY, M. Path analysis of standing crop and environmental variables in the field layer of two Belgian riverine forests. **Vegetatio**, v.70, p.127-134, 1987.

HUSCH, B. **Forest Mensuration and Statistics**. Ronald, 1963. 474p.

LAM, T. Y.; MAGUIRE, D. A. Structural equation modeling: theory and applications in forest management. **International Journal of Forestry Research**. v.2012, p.1-16, 2012.

LIMA, R. B.; ALVES JÚNIOR, F. T.; OLIVEIRA, C. P.; SILVA, J. A. A.; FERREIRA, R. L. C. Predicting of biomass in Brazilian tropical dry forest: a statistical evaluation of generic equations. **Anais da Academia Brasileira de Ciências**, v.89, n.3, p.1815–1828, 2017.

LIU, Y.; YU, M.; MA, X.; XING, X. Estimating models for reference evapotranspiration with core meteorological parameters via path analysis. **Hydrology Research**, v.42, n.2, p.340-354, 2016.

LORENTZ, L. H.; FORTES, F. O.; LÚCIO, A. D. Análise de trilha entre as variáveis das análises de sementes de espécies florestais exóticas do rio grande do sul. **Revista Árvore**, v.30, n.4, p.567-574, 2006.

KAVALCO, S. A. F.; FIGUEIREDO, R.; GROLI, E. L.; ZIMMER, C. M.; BARETTA, D.; TESSMANN, E. W.; MAGALHÃES JÚNIOR, A. M.; OLIVEIRA, A. C. Análise de trilha em genótipos de trigo submetidos ao estresse por encharcamento. **Semina: Ciências Agrárias**, v.35, n.4, p.1683-1696, 2014.

KOZAK A. Methods of ensuring additivity of biomass components by regression analysis. **The Forestry Chronicle**, v.46, n.5, p.402-404, 1970.

MAGALHÃES, T. M. Allometric equations for estimating belowground biomass of *Androstachys johnsonii* Prain. **Carbon Balance Management**. v.10, n.1, artigo.16, p.1–15, 2015.

MACFARLANE, D. W. A generalized tree component biomass model derived from principles of variable Allometry. **Forest Ecology and Management**. v.354, p.43-55, 2015.

MONTGOMERY, D. C.; PECK, E. A.; VINING, G. G. **Introduction to linear regression analyses**. Wiley, 2012, p.504.

NAVAR, J. Pan tropical biomass equations for Mexico's dry forests. **Agronomía Colombiana**. v.32, n.3 p.367–376, 2014.

NGOMANDA, A.; OBIANG, N. L. E.; LEBAMBA, J.; MAVOUROULOU, Q. M.; GOMAT, H.; MANKOU, G. S.; LOUMETO, J.; IPONGA, D. M.; DITSOUGA, F. K.; KOUMBA, R. Z.; BOBÉ, K. H. B.; OKOUYI, C. M.; NYANGADOUMA, R.; LÉPENGUÉ, N.; MBATCHI, B.; PICARD, N. Site-specific versus pantropical allometric equations: Which option to estimate the biomass of a moist central African forest?. **Forest Ecology and Management**. v.312, p.1–9, 2014.

OLIVEIRA, N.; RODRÍGUEZ-SOALLEIRO, R.; HERNÁNDEZ, M. J.; CAÑELLAS, I.; SIXTO, H.; PÉREZ-CRUZADO, C. Improving biomass estimation in a *Populus* short rotation coppice plantation. **Forest Ecology and Management**, v.391, p.194–206, 2017.

OLIVOTO, T.; SOUZA, V.Q.S.; NARDINO, M.; CARVALHO, I.R.; FERRARI, M.; PELEGRIN, A. J.; SZARESKEI, V.J.; SCHIMIDT, D. Multicollinearity in Path Analysis: A Simple Method to Reduce Its Effects. **Agronomy Journal**, v.109, n.1, p.131-142, 2017.

PARRESOL, B.R. Additivity of nonlinear biomass equations. **Canadian Journal of Forest Research**, v. 31, p. 865-878, 2001.

PÉLLICO NETTO, S. BEHLING, A. Additivity of tree biomass components using ratio estimate. **Annals of the Brazilian Academy of Sciences**, No Prelo, 2019.

PERSSON, H. J.; FRANSSON, J. E. S. Comparison between TanDEM-X and ALS based estimation of above ground biomass and tree height in boreal forests. **Scandinavian Journal of Forest Research**, v.32, p.306-319, 2017.

PICARD, N.; SAINT-ANDRÉ, L.; HENRY, M. **Manual for building tree volume and biomass allometric equations: from field measurement to prediction**. Rome e Montpellier: Food and Agricultural Organization of the United Nations and Centre de Coopération Internationale en Recherche Agronomique pour le Développement, 2012. 215p.

PRETZSCH, H. **Forest Dynamics, Growth and Yield**. Berlin: Springer. 2009, 664 p.

PRODAN, M. **Holzmesslehre**. Frankfurt am Main: Sauerlander's Verlag, 1965. 644 p.

R Development Core Team. **R: A language and environment for statistical computing**. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. 2017.

RATUCHNE, L. C. **Biomassa e carbono: equações e dinâmica em fragmentos de floresta ombrófila mista no Paraná**. Curitiba: Universidade Federal do Paraná (Tese de Doutorado). 2015, 102p.

REED, D.; GREEN, E. J. A method of forcing additivity of biomass tables when using nonlinear models. **Canadian Journal of Forest Research**, v.15, n.6, p.1184-1187, 1985.

RESENDE, R. T.; MARCATTI, G. E.; PINTO, D. S.; TAKAHASHI, E. K.; CRUZ, C. D.; RESENDE, M. D. V. Intra-genotypic competition of Eucalyptus clones generated by environmental heterogeneity can optimize productivity in forest stands. **Forest Ecology and Management**, v.380, p.50–58, 2016.

SALLA, V. P.; DANNER, M. A.; CITADIN, I.; SASSO, S. A. Z.; DONAZZOLO, J.; GIL, B. V. Análise de trilha em caracteres de frutos de jabuticabeira. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.50, n.3, p.218-223, 2015.

SANQUETTA, C. R.; BEHLING, A.; DALLA CORTE, A. P.; PÉLLICO NETTO, S.; SCHIKOWSKI, A. B.; AMARAL, M. K. Simultaneous estimation as alternative to independent modeling of tree biomass. **Annals of Forest Science**, v.72, p.1099–1112, 2015.

SARI, B. G.; DAL'COL LÚCIO, A.; SANTANA, C. S.; LOPES, S. J. Linear relationships between cherry tomato traits. **Ciência Rural**, v.47, n.3, p.1-7, 2017.

SCHUMACHER, F. X.; HALL, F. S. Logarithmic expression of timber-tree volume. **Journal of Agricultural Research**, v. 47, n. 9, p. 719-734, 1933.

SIEGEL, S.; CASTELLAN JR, N. J. **Estatística não-paramétrica: para ciências do comportamento**. Porto Alegre: Artmed, 2ª Ed. 2006. 448 p.

SILESHI, G. W. A critical review of forest biomass estimation models, common mistakes and corrective measures. **Forest Ecology and Management**, v.329, p.237-254, 2014.

SNOWDON, P. Ratio methods for estimating forest biomass. **New Zealand Journal of Forestry Science**, v.22, n.1, p.54–62, 1992.

SPURR, S. H. **Forest inventory**. New York: The Ronald Press Company, 1952. 476 p.

STAS, S. M.; RUTISHAUSER, E.; CHAVE, J.; ANTEN, N. P. R.; LAUMONIER, Y. Estimating the aboveground biomass in an old secondary forest on limestone in the Moluccas, Indonesia: Comparing locally developed versus existing allometric models. **Forest Ecology and Management**, v.389, p.27–34, 2017.

STEEL, R.G.D.; TORRIE, J.H, DICKEY, D.A. **Principles and procedures of statistics: a biometrical approach**. 3 rd. New York: McGraw-Hill, 1996. 672 p.

SUKHATME, P. V. **Sampling theory of surveys with application**. New Delhi, India. The Indian Society of Agricultural Statistics. 1954, 491 p.

SWANK, W. T.; SCHREUDER, H. Comparison of three methods of estimating surface area and biomass for a forest of young eastern white pine. **Forest Science**, v.20, n.1, p.91–100, 1974.

TOEBE, M.; CARGNELUTTI FILHO, A. Não normalidade multivariada e multicolinearidade na análise de trilha em milho. **Pesquisa Agropecuária Brasileira**, v.48, n.5, p.466-477, 2013.

TRAUTENMÜLLER, J. W.; PÉLLICO NETTO, S.; BALBINOT, R.; DALLA CORTE, A. P.; BORELLA, J. Path analysis applied to evaluation of biomass estimates in subtropical forests at Brazil. **Revista Floresta**, No Prelo, 2019.

VARGAS-LARRETA, B.; LÓPES-SÁNCHEZ, C. A.; CORRAL-RIVAS, J. J.; LÓPES-MARTÍNES, J. O.; AGUIRRE-CALDERÓN, C. G.; ÁLVARES-GONZÁLES, J. G. Allometric equations for estimating biomass and carbon stocks in the temperate forests of North-Western Mexico. **Forests**, v.8, 269, 2017.

VERES, Q. J. I. **Fitossociologia, dinâmica e biomassa de um fragmento da floresta estacional semidecidual - Paraná**. Iratí: Universidade Estadual do Centro-Oeste (Dissertação de Mestrado). 2012, 99 p.

WANG, X.; BI, H.; XIMENES, F.; RAMOS, J.; LI, Y. Product and residue biomass equations for individual trees in rotation age *Pinus radiata* stands under three thinning regimes in new South Wales, Australia. **Forests**, v.8, 439, 2017.

WANG, X.; ZHAO, D.; LIU, G.; YANG, C.; TESKEY, R.O. Additive tree biomass equations for *Betula platyphylla* Suk. plantations in Northeast China. **Annals of Forest Science**, v.75, 60, 2018.

WATZLAWICK, L. F.; CALDEIRA, M. V. W.; VIERA, M.; SCHUMACHER, M. V.; GODINHO, T. O.; BALBINOT, R. Estoque de biomassa e carbono na Floresta Ombrófila Mista Montana, Paraná. **Scientia Forestalis**, v.40, n.95, p.345-352, 2012.

WHITE, H. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test of heteroskedasticity. **Econometrica**, v.48, p.817-838, 1980.

WILLIAMS, M. S. Comparison of estimation techniques for a forest inventory in which double sampling for stratification is used. **Forest Science**, v.47, n.4, 563-576, 2001.

WRIGHT, S. Correlation and causation. **Journal of Agricultural Research**, v.20, p.557-585, 1921.

WRIGHT, S. The theory of path coefficients – a replay to Niles' criticism. **Genetics**, v.52, p.239-255, 1923.

WRIGHT, S. The method of path coefficients. **The Annals of Mathematical Statistics**, v.5, n.3, p.161-215, 1934.

ZANETTE, V. H.; KURCHAIDT, S. M.; CAMARGO, L. P.; WATZLAWICK, L. F.; KOEHLER, H. S. Ajuste de modelos de regressão para a estimativa da biomassa aérea para seis regiões do estado do Paraná. **Enciclopédia Biosfera**, v.14, n.26, 29-43, 2017.

ZENG, W. S.; ZHANG, H. R.; TANG, S. Z. Using the dummy variable model approach to construct compatible single-tree biomass equations at different scales – a case study for Masson pine (*Pinus massoniana*) in southern China. **Canadian Journal of Forest Research**, v.41, p.1547-1554, 2011.

ZIANIS, D.; MUUKKONEN, P.; MÄKIPÄÄ, R.; MENCUCCINI, M. Biomass and stem volume equations for tree species in Europe. **Silva Fennica** 2005, 63 p.

ZIANIS, D.; SPYROGLOU, G.; TIAKAS, E.; RODOGLOU, K. M. Bayesian and classical models to predict aboveground tree biomass allometry. **Forest Science**, v.62, n.3, p.247-259, 2016.

ZHAO, D.; KANE, M.; MARKEWITZ, D.; TESKEY, R.; CLUTTER, M. Additive tree biomass equations for midrotation loblolly pine plantations. **Forest Science**, v.61, n.4, p.316-623, 2015.

APÊNDICE

APÊNDICE 1 – Lista de funções volumétricas concorrentes ajustadas com variáveis de inclusão (x), autor e ano de publicação.

x	Autor	Função	Ano
d	Kopetzki	$y = \beta_0 + \beta_1 d^2$	1899
	Berkhout	$y = \beta_1 d^{\beta^2}$	1920
	Meyer, H	$y = \beta_1 d + \beta_2 d^2$	1944
	Hohenadl-Krenn	$y = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2$	1944
	Hummel	$y = \beta_0 + \beta_1 \log d$	1955
	Brenac	$y = \beta_0 + \beta_1 \log d + \beta_2 d^{-1}$	1977
d, h	Schumacher- Hall	$y = \beta_0 d^{\beta_1} h^{\beta_2}$	1933
	Dwight	$y = \beta_0 + \beta_1 \log d + (3 - \beta_1) \log h$	1937
	Meyer	$y = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \beta_3 dh + \beta_4 (d^2 h) + \beta_5 h$	1938
	Meyer	$y = \beta_0 + \beta_1 d + \beta_2 d^2 + \beta_3 dh + \beta_4 (d^2 h)$	1938
	Näslund	$y = \beta_1 (d^2 h) + \beta_2 d^2 + \beta_3 (dh^2) + \beta_4 (h^2)$	1940
	Stoate	$y = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 (d^2 h) + \beta_3 h$	1945
	Näslund	$y = \beta_0 + \beta_1 d^2 + \beta_2 (d^2 h) + \beta_3 (h^2) + \beta_4 (dh^2)$	1947
	Spurr	$y = \beta_1 (d^2 h)$	1952
	Spurr	$y = \beta_0 (d^2 h)^{\beta_1}$	1952
	Ogaia	$y = d^2 (\beta_0 d + \beta_1 h^{-1})$	1968
	Péllico Netto	$y = h (\beta_0 + \beta_1 d + \beta_1 d^2)$	1979

Em que: d = diâmetro à altura do peito (em cm) e h = altura total (em m).